pesquisa e planejamento econômico

volume 15 • abril 1985 • número 1

IPEA revista do INSTITUTO DE PLANEJAMENTO ECONÔMICO E SOCIAL

pesquisa e planejamento econômico

revista quadrimestral do instituto de planejamento econômico e social

IPEA

Toda a correspondência para a revista deverá ser endereçada a PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO — IPEA — Av. Presidente Antônio Carlos, 51 — 13.º andar — CEP 20.020 — Rio de Janeiro — RJ.

3.400

O INSTITUTO DE PLANEJAMENTO ECONÔMICO E SOCIAL — IPEA, Fundação vinculada à Secretaria de Planejamento da Presidência da República, tem por atribuições principais:

I — auxiliar a Secretaria de Planejamento na elaboração dos programas globais de governo e na coordenação do sistema nacional de planejamento;

II — auxiliar a Secretaria de Planejamento na articulação entre a programação do Governo e os orçamentos anuais e plurianuais;

III — promover atividades de pesquisa aplicada nas áreas econômica e social;

IV — promover atividades de treinamento para o planejamento e a pesquisa aplicada.

O IPEA compreende um Instituto de Pesquisas (INPES), um Instituto de Planejamento (IPLAN), um Instituto de Programação e Orçamento (INOR) e o Centro de Treinamento para o Desenvolvimento Econômico (CENDEC). Fazem parte do IPLAN três Coordenadorias: Planejamento Geral, Setorial e Regional, além do Centro Nacional de Recursos Humanos.

pesquisa e planejamento econômico

volume 15 • abril 1985 • número 1

Salários, preços e câmbio: os multiplicadores dos choques numa economia indexada *

EDUARDO M. MODIANO **

Neste artigo desenvolve-se um modelo simultâneo para a determinação dos salários e a formação dos preços na economia brasileira. São consideradas no modelo as principais inter-relações entre as variáveis de salários, de preços agrícolas e industriais, do índice geral de preços e da taxa de câmbio. A indexação dos salários e da taxa de câmbio às variáveis do índice de preços é explicitamente considerada. A partir da resolução do sistema de equações que compõem o modelo, estimado econometricamente, são avaliados os multiplicadores dos choques de oferta e demanda na economia brasileira. Demonstra-se que o efeito amplificado dos choques exógenos sobre a taxa de inflação depende da magnitude do choque, do patamar inflacionário inicial e do grau de indexação da economia.

* O autor gostaria de expressar seus agradecimentos aos comentários e sugestões de Dionísio Dias Carneiro, Persio Arida, José Márcio Camargo e Pedro Vals Pereira, assim como à dedicação e paciência de Franklin Serrano Lopes na assistência a esta pesquisa. Os erros e omissões são de exclusiva responsabilidade do autor.

** Do Departamento de Economia da PUC/RJ.

1 — Introdução

Atualmente, podem ser identificadas duas linhas de pensamento sobre a determinação da taxa de inflação na economia brasileira. A corrente tradicional, que se identifica com os trabalhos de Lemgruber (1973 e 1974) e Contador (1977), caracteriza-se pelo "otimismo deflacionista" baseado nos resultados aparentemente favoráveis obtidos com o modelo da curva de Phillips. Para esta corrente, o hiato do produto é o fator predominante para a determinação das taxas de inflação a curto prazo. A relação direta entre a inflação e o nível de atividade sugere a inevitabilidade de políticas de contenção da demanda agregada para o sucesso no combate à inflação.

Lara Resende e Lopes (1981) deram base empírica a uma linha alternativa de pensamento sobre o processo inflacionário brasileiro. Através de um modelo que focaliza explicitamente as características estruturais e institucionais da economia brasileira, contestaram o *trade-off* de curto prazo da curva de Phillips. Os resultados obtidos por estes autores sugerem um certo "pessimismo deflacionista" quanto ao impacto das políticas recessivas defendidas pela corrente tradicional.

Em trabalho anterior [ver Modiano (1983)], as duas visões foram parcialmente conciliadas através da especificação e estimação de um modelo que distinguia a determinação dos salários da formação dos preços industriais e agrícolas. Os resultados obtidos revelaram a existência de uma relação direta, porém de pequena magnitude, entre o crescimento dos salários e o nível de atividade. Além disso, a pequena queda dos salários, no caso de uma redução do nível de atividade da economia, refletia-se apenas parcialmente sobre as variações do índice geral de preços. Conforme notado pelo autor, a exogeneidade dos preços agrícolas e das matérias-primas industriais, embora defensável, era crucial para o amortecimento do impacto deflacionista de uma contração da demanda agregada. A utilização daquele modelo para previsões era, também, bastante limitada na medida em que se tornava necessária uma melhor compreensão das regras de formação dos preços agrícolas e das matérias-primas. Era impossível dimensionar adequadamente o impacto de variáveis que se acreditava terem contribuído para a recente aceleração inflacionária de 1979/83, tais como: o preço internacional do petróleo e outras matérias-primas importadas, a taxa de câmbio real, o preço internacional das *commodities* agrícolas e os choques de oferta na agricultura.

2

Este trabalho pretende reportar resultados adicionais nesta área. Assim, em seguida a esta introdução, na Seção 2, apresenta-se um modelo teórico mais completo para a determinação de salários e preços numa economia com as características da brasileira. Na Seção 3, o modelo teórico é estimado econometricamente com dados anuais referentes ao período 1966/82. Os resultados são então confrontados com os obtidos anteriormente pelas duas linhas alternativas de pensamento sobre a inflação brasileira e analisados à luz de suas implicações para a política econômica. A questão da relação entre o fator de *mark-up* praticado pelo setor industrial e o nível de atividade da economia é retomada na Seção 4. Os resultados alternativos são confrontados com aqueles obtidos sob a hipótese de *mark-up* fixo do modelo básico. Na Seção 5, explora-se uma peculiaridade desta especificação do modelo que torna os multiplicadores das variáveis de choque, em termos da taxa de inflação, sensíveis à magnitude do choque, à taxa de inflação inicial e ao grau de indexação da economia. Finalmente, a Seção 6 resume os principais resultados, concluindo este trabalho.

2 — O modelo básico

Nesta seção é descrito o modelo básico de determinação dos salários e preços da economia brasileira. Supõe-se que a economia é composta de apenas dois setores: agricultura e indústria. O setor industrial com características oligopolistas opera com excesso de capacidade. Os preços industriais são formados por uma regra de *mark-up* sobre os custos variáveis unitários. Constituem elementos de custo para o setor industrial: o trabalho, a matéria-prima importada exceto petróleo e a energia ou o petróleo importado. No setor agrícola distinguem-se duas categorias de produtos: exportáveis e alimentos. Os produtos exportáveis têm seu preço doméstico atrelado à taxa de câmbio e aos preços internacionais. Por outro lado, o preço dos alimentos é sensível às condições internas de oferta e demanda.

Os processos de reajuste dos salários nominais, que integram a função de custos do setor industrial, e de correção da taxa de câmbio, que, além de afetar os custos da indústria através da importação de matéria-prima, se reflete sobre os preços agrícolas através dos produtos exportáveis, representam no modelo os mecanismos de indexação explícitos da economia brasileira.

2.1 — A dinâmica dos salários nominais

A evolução do salário médio nominal da economia segue a formulação proposta em Modiano (1983), que incorpora à representação do processo de indexação salarial de Lopes e Bacha (1983) uma dinâmica para o salário real almejado pelos trabalhadores.

Em termos de taxas de variação,[1] tem-se que:

$$\tilde{w} = \alpha_0 + \alpha_1 \tilde{p} + \alpha_2 \tilde{p}_{-1} + \alpha_3 (y^p - y) \qquad (1)$$
$$\alpha_1 + \alpha_2 = 1 \text{ e } \alpha_3 < 0$$

onde w denota o salário nominal médio, p um índice agregado de preços contemporâneo, p_{-1} o índice de preços do período anterior e $(y^p - y)$ o hiato do produto, medido pela diferença entre os logaritmos naturais do produto potencial y^p e do produto efetivo y. A hipótese de que os aumentos do índice agregado de preços são repassados ao salário médio integralmente em dois períodos requer $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$. Supõe-se que, como resultado do processo de barganha entre empregadores e empregados, o crescimento do salário real almejado é tanto maior quanto menor é a taxa de desemprego da economia. Utilizando-se a lei de Okun, que relaciona diretamente a taxa de desemprego ao hiato do produto, tem-se que $\alpha_3 < 0$.

2.2 — A formação dos preços industriais

Os preços industriais são formados por uma regra de *mark-up* sobre custos variáveis, de acordo com:

$$\tilde{p}_I = \tilde{z}_K + \tilde{c} \qquad (2)$$

onde p_I denota o preço industrial, z_K o fator de *mark-up* e c a função de custo variável por unidade de produto.

[1] Utiliza-se a notação $\tilde{x} = \log(1 + \hat{x})$, onde $\hat{x}$ denota a taxa de crescimento da variável x, ou seja, $\hat{x} = (x/x_{-1}) - 1$.

Admitindo que a função de produção agregada do setor industrial possa ser adequadamente representada pela especificação de elasticidade de substituição unitária, a variação do custo variável unitário é dada por:

$$\tilde{c} = -\beta_0 + \beta_1\tilde{p}_L + \beta_2\tilde{p}_M + \beta_3\tilde{p}_O$$
$$\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1 \text{ e } \beta_0 > 0 \quad (3)$$

onde p_L, p_M e p_O denotam as despesas com a mão-de-obra, a matéria-prima importada exceto petróleo e o petróleo importado por unidade de insumo, respectivamente. Os parâmetros β_1, β_2 e β_3 indicam as parcelas do custo variável atribuídas a estes três insumos, respectivamente. Uma vez que estas remunerações esgotam o custo variável setorial, tem-se que $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$. A taxa, constante, de progresso técnico neutro é representada por β_0.

Os custos dos insumos incorporam um fator de correção devido à incidência de impostos e subsídios. Assim, tem-se que:

$$\tilde{p}_L = \tilde{z}_L + \tilde{w}; \ \tilde{p}_M = \tilde{z}_M + \tilde{e} + \tilde{p}^*_M \text{ e } \tilde{p}_O = \tilde{z}_O + \tilde{e} + \tilde{p}^*_O \quad (4)$$

onde z_L denota o fator dos encargos sociais incidentes sobre os salários, z_M o fator de impostos à importação de matéria-prima exceto petróleo e z_O o fator de subsídio à importação de petróleo. A taxa de câmbio nominal e permite determinar o equivalente em cruzeiros dos preços internacionais da matéria-prima exceto petróleo p^*_M e do petróleo importado p^*_O.

Substituindo (4) e (3) em (2) e supondo aqui o fator de *mark-up* constante, ou seja, $\tilde{z}_K = 0$, obtém-se:

$$\tilde{p}_I = -\beta_0 + \beta_1(\tilde{z}_L + \tilde{w}) + \beta_2(\tilde{z}_M + \tilde{e} + \tilde{p}^*_M) + \beta_3(\tilde{z}_O + \tilde{e} + \tilde{p}^*_O) \quad (5)$$
$$\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1 \text{ e } \beta_0 > 0$$

2.3 — A evolução dos preços agrícolas

Os produtos agrícolas são agregados em duas categorias: exportáveis e alimentos. O preço do produto agrícola é, então, formado pela composição dos preços destas duas categorias de produtos, ou seja:

$$\tilde{p}_A = \gamma_1\tilde{p}_T + \gamma_2\tilde{p}_F$$
$$\gamma_1 + \gamma_2 = 1 \quad (6)$$

onde p_A denota o preço do produto agrícola, p_T o preço dos exportáveis e p_F o preço dos alimentos. Os parâmetros γ_1 e γ_2 indicam as participações na agricultura dessas duas categorias de produtos.

O preço dos exportáveis é, por hipótese, determinado pelo equivalente em cruzeiros do preço internacional, ou seja:

$$\tilde{p}_T = \tilde{e} + \tilde{p}_T^* \tag{7}$$

onde p_T^* denota o preço internacional de *commodities*.

No caso dos alimentos, supõe-se que o preço responda às condições internas de oferta e demanda. Assim, a dinâmica do preço dos alimentos é representada de forma simplista por:

$$\begin{gathered} \tilde{p}_F - \tilde{p} = c_0 + c_3 (y^p - y) + c_4 (q - q^n) \\ c_3 < 0 \text{ e } c_4 < 0 \end{gathered} \tag{8}$$

onde $(q - q^n)$ denota o desvio da safra de alimentos, medido pela diferença entre os logaritmos naturais da produção efetiva q e da produção normal q^n. A produção normal é aproximada pela tendência logarítmica da produção efetiva. A equação (8) afirma, então, que o preço real dos alimentos cresce ou decresce a uma taxa constante na ausência de choques de oferta ou de demanda.

Substituindo (7) e (8) em (6) e definindo $\gamma_0 = \gamma_2 c_0$, $\gamma_3 = \gamma_2 c_3$ e $\gamma_4 = \gamma_2 c_4$, obtém-se:

$$\begin{gathered} \tilde{p}_A = \gamma_0 + \gamma_1 (\tilde{e} + \tilde{p}_T^*) + \gamma_2 \tilde{p} + \gamma_3 (y^p - y) + \gamma_4 (q - q^n) \\ \gamma_1 + \gamma_2 = 1, \ \gamma_3 < 0 \quad \text{e} \quad \gamma_4 < 0 \end{gathered} \tag{9}$$

2.4 — A indexação da taxa de câmbio

A taxa de câmbio segue uma regra de paridade com a moeda norte-americana, a não ser que haja um choque sob controle dos responsáveis pela política econômica, ou seja:

$$\tilde{e} = \tilde{z}_E + \tilde{p} - \tilde{p}_U^* \tag{10}$$

onde p_U^* denota um índice de preços norte-americano e z_E representa o fator de choque cambial.

2.5 — A composição do índice de preços

Para esta economia estilizada de apenas dois setores, o índice agregado de preços, que serve como base para os reajustes salariais e cambiais, é dado por:

$$\tilde{p} = \lambda_1 \tilde{p}_A + \lambda_2 \tilde{p}_I$$
$$\lambda_1 + \lambda_2 = 1 \qquad (11)$$

onde λ_1 e λ_2 representam as parcelas da renda destinadas ao consumo de produtos industriais e agrícolas, respectivamente.

2.6 — A determinação simultânea dos salários e preços

As equações (1), (5), (9), (10) e (11) compõem o modelo de determinação simultânea dos salários e dos preços da economia. A figura a seguir apresenta um resumo das inter-relações entre as variáveis do modelo. Constituem variáveis exógenas: os preços internacionais, o hiato do produto, o desvio da oferta de alimentos, os fatores de impostos e subsídios e o choque cambial. A taxa de inflação passada é a única variável endógena defasada do modelo.[2]

Estimativas dos parâmetros estruturais podem ser obtidas através da estimação simultânea das cinco equações. De modo a isolar o efeito das variáveis exógenas sobre as variáveis endógenas, o sistema de equações estruturais pode ser resolvido para as variáveis endógenas, gerando, assim, a forma reduzida do modelo, cujos coeficientes encontram-se na Tabela 1. Como $\Delta = \alpha_2\beta_1$ é um parâmetro positivo e inferior à unidade, os sinais esperados para os coeficientes da forma reduzida são, neste caso, bem definidos, não demonstrando, à exceção da constante, qualquer ambigüidade.

Observa-se ainda na Tabela 1 que a taxa de inflação na economia indexada tem uma dinâmica característica:

$$\tilde{p} = \tilde{p}_{-1} + \xi(\alpha_1); \quad \xi' > 0$$

[2] Elimina-se, assim, em relação a Modiano (1983), a contemporaneidade dos preços das matérias-primas e agrícolas considerados, então, como variáveis exógenas à determinação de salários e preços.

em que a taxa de inflação corrente é igual à taxa de inflação passada, a menos que ocorram choques contemporâneos de oferta ou demanda ξ. A variação da taxa de inflação em função de um choque é tanto maior quanto maior o grau de indexação da economia, representado no modelo básico pelo parâmetro α_1. A taxa de inflação que persistiria na ausência de novos choques $\tilde{p}_{-1}$, denominada também de componente inercial, seria

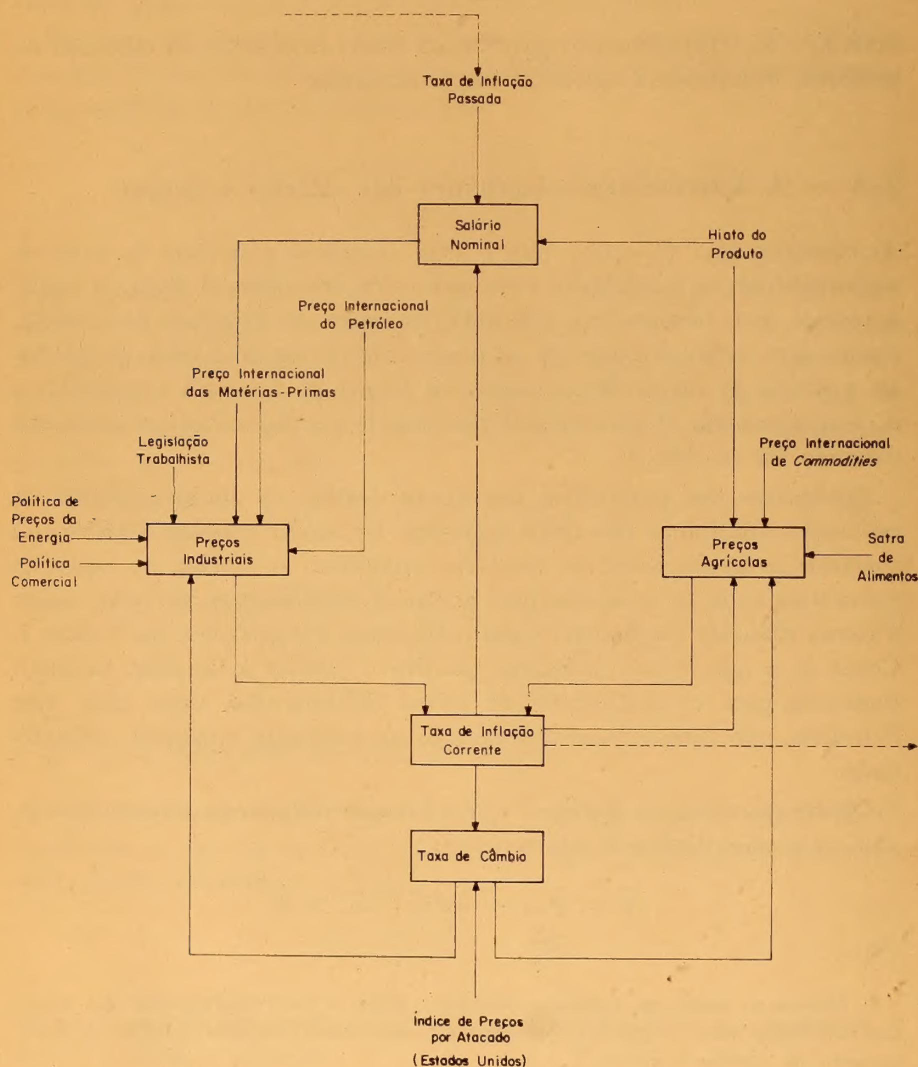


TABELA 1

Coeficientes da forma reduzida (fator de mark-up constante)

Endógenas	Variáveis								
	Predeterminadas								
	Constante	$\tilde{p}_{-1}$	$\tilde{z}_L$	$\tilde{z}_M + \tilde{p}_M^*$	$\tilde{z}_O + \tilde{p}_O$	$(y^p - y)$	$\tilde{p}_T^*$	$(\tilde{q} - q^n)$	$\tilde{z}_p - \tilde{p}_t^*$
$\tilde{u}$	$\frac{\alpha_1\gamma_0\lambda_1 + \alpha_0\beta_1\lambda_2 - \alpha_1\beta_0\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$	1	$\frac{\alpha_1\beta_1}{\Delta}$ (+)	$\frac{\alpha_1\beta_2}{\Delta}$ (+)	$\frac{\alpha_1\beta_3}{\Delta}$ (+)	$\frac{\alpha_1\gamma_3\lambda_1 + \alpha_3\beta_1\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (−)	$\frac{\alpha_1\gamma_1\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (+)	$\frac{\alpha_1\gamma_4\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (−)	$\frac{\alpha_1\gamma_2\lambda_1 + \alpha_1(1-\beta_1)\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (+)
$\tilde{p}_I$	$\frac{(1-\Delta)\gamma_0\lambda_1 + \beta_1\alpha_0\lambda_2 - \beta_0\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$	1	$\frac{\beta_1}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_2}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_3}{\Delta}$ (+)	$\frac{(1-\Delta)\gamma_3\lambda_1 + \alpha_3\beta_1\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (−)	$\frac{(1-\Delta)\gamma_1\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (+)	$\frac{(1-\Delta)\gamma_4\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (−)	$\frac{(1-\Delta)\gamma_2\lambda_1 + (1-\beta_1)\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (+)
$\tilde{p}_A$	$\frac{\gamma_0\lambda_1 + \Delta\lambda_2 + \beta_1\alpha_0\lambda_2 - \beta_0\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$	1	$\frac{\beta_1}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_2}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_3}{\Delta}$ (+)	$\frac{\gamma_3\lambda_1 + \Delta\lambda_2 + \alpha_3\beta_1\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (−)	$\frac{\gamma_1\lambda_1 + \Delta\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (+)	$\frac{\gamma_4\lambda_1 + \Delta\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (−)	$\frac{\gamma_2\lambda_1 + \Delta\lambda_2 + (1-\beta_1)\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (+)
$\tilde{p}$	$\frac{\gamma_0\lambda_1 + \beta_1\alpha_0\lambda_2 - \beta_0\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$	1	$\frac{\beta_1}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_2}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_3}{\Delta}$ (+)	$\frac{\gamma_3\lambda_1 + \alpha_3\beta_1\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (−)	$\frac{\gamma_1\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (+)	$\frac{\gamma_4\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (−)	$\frac{\gamma_2\lambda_1 + (1-\beta_1)\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (+)
$\tilde{r}$	$\frac{\gamma_0\lambda_1 + \beta_1\alpha_0\lambda_2 - \beta_0\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$	1	$\frac{\beta_1}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_2}{\Delta}$ (+)	$\frac{\beta_3}{\Delta}$ (+)	$\frac{\gamma_3\lambda_1 + \alpha_3\beta_1\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (−)	$\frac{\gamma_1\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (+)	$\frac{\gamma_4\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (−)	$\frac{\gamma_2\lambda_1 + (1-\alpha_1\beta_1)\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (+)
$\tilde{\omega}$	$\frac{\alpha_2\beta_2\lambda_2 - \alpha_2\gamma_0\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$	0	$-\frac{\alpha_2\beta_1}{\Delta}$ (−)	$-\frac{\alpha_2\beta_2}{\Delta}$ (−)	$-\frac{\alpha_2\beta_3}{\Delta}$ (−)	$-\frac{\alpha_2\gamma_3\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (+)	$-\frac{\alpha_2\gamma_1\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (−)	$-\frac{\alpha_2\gamma_4\lambda_1}{\Delta\lambda_2}$ (+)	$-\frac{\alpha_2\gamma_2\lambda_1 + \alpha_2(1-\beta_1)\lambda_2}{\Delta\lambda_2}$ (−)
$\tilde{\rho}$	$\frac{\gamma_0}{\lambda_2}$	0	0	0	0	$\frac{\gamma_3}{\lambda_2}$	$\frac{\gamma_1}{\lambda_2}$ (+)	$\frac{\gamma_4}{\lambda_2}$	$\frac{\gamma_2}{\lambda_2}$ (+)

assim o resultado do acúmulo de choques passados predominantemente desfavoráveis, ou seja, $\tilde{p}_{t-1} = \sum_{j=0}^{t-1} \xi_j$.

A Tabela 1 apresenta ainda os coeficientes da forma reduzida e os sinais esperados para a taxa de crescimento do salário real, $\tilde{\omega} \equiv \tilde{w} - \tilde{p}$, e para as mudanças dos termos de troca entre a agricultura e a indústria, $\tilde{\rho} = \tilde{p}_A - \tilde{p}_I$. Vale notar que estas variações de preços relativos independem no modêlo do grau de indexação da economia.

Considere-se, inicialmente, uma redução do salário real por ocasião de um choque cambial. Uma desvalorização cambial ($\tilde{z}_E > 0$) provocaria aumentos nos preços industriais, devido à elevação dos custos, e nos preços agrícolas, através dos produtos exportáveis. Na medida em que o aumento correspondente do índice agregado de preços é apenas parcialmente repassado aos salários nominais no período corrente, o salário em termos reais decresce. Por outro lado, um aumento da capacidade ociosa da economia tenderia, *ceteris paribus*, a elevar o salário real médio. Este efeito, que se acredita pequeno, depende, naturalmente, do valor do coeficiente γ_3, ou seja, da resposta dos preços dos alimentos à retração da demanda. Observe-se na Tabela 1 que, para $\gamma_3 = 0$, o salário real médio independeria do nível de atividade. Aumentos dos preços das matérias-primas e *commodities* e quebras da safra de alimentos, por sua vez, reduziriam o salário real.

Com relação aos termos de troca entre agricultura e indústria, vale notar que uma desvalorização cambial real favorece à agricultura na medida em que o preço dos produtos agrícolas esteja parcialmente ($\gamma_1 > 0$) atrelado aos preços internacionais. Enquanto uma quebra da safra de alimentos e uma elevação do preço internacional de *commodities* favorecem a agricultura, o aumento da capacidade ociosa da economia deterioraria os termos de troca devido à contração da demanda de alimentos.

3 — Estimação do modelo básico

Os resultados da estimação econométrica do modelo[3] para o período 1966/82 são apresentados na Tabela 2. Utilizou-se para a estimação dos

[3] As séries de dados anuais utilizadas, assim como as fontes dos dados primários e a metodologia de construção dos dados secundários, estão reportadas no Apêndice.

parâmetros estruturais a técnica de mínimos quadrados em dois estágios com correção para correlação serial pelo método de Fair (1970). A observação das restrições de adição unitária dos parâmetros contribuiu para aumentar a eficiência estatística dos estimadores e, simultaneamente, reduzir o número de variáveis explicativas, dada a pequena dimensão da amostra. Observa-se que todas as variáveis explicativas têm os sinais esperados e os coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de 5%.

Algumas observações podem ser feitas a partir dos coeficientes apresentados na Tabela 2. Os resultados obtidos com a equação de salários não são, à exceção da constante, estatisticamente distintos daqueles reportados anteriormente por Modiano (1983). Aproximadamente metade da inflação corrente ($\alpha_1 = 0{,}455$), medida aqui pela elevação do IPA-DI, seria repassada sob a forma de reajuste salarial no próprio período. O coeficiente do hiato do produto ($\alpha_3 = 0{,}261$) sugere que, *ceteris paribus*, em primeira aproximação [4] um aumento de 10 pontos percentuais na capacidade ociosa reduziria a taxa de crescimento dos salários nominais em 2,6 pontos percentuais.

As despesas com a importação de matérias-primas exceto petróleo corresponderiam aproximadamente a 27% do custo variável do setor industrial ($\beta_2 = 0{,}272$). Paralelamente, as despesas com energia representariam apenas 8% do custo variável setorial ($\beta_3 = 0{,}080$). A mão-de-obra seria, segundo os resultados obtidos, o elemento de custo de maior participação na variação dos preços industriais observada no período, respondendo aproximadamente por 65% do custo variável ($\beta_1 = 0{,}648$). Estima-se ainda que a tendência de progresso técnico neutro no setor industrial seja da ordem de 3,6% ao ano ($\beta_0 = 0{,}036$).

Os gêneros alimentícios corresponderiam aproximadamente a 88% do valor da produção agrícola [5] ($\gamma_2 = 0{,}884$). A lavoura de exportáveis, por sua vez, responderia pelos restantes 12% da elevação dos preços agrícolas.[6]

4 A qualidade desta aproximação é discutida na Seção 5.

5 Na estimação da equação de preços agrícolas, os melhores resultados para as exportações foram obtidos com o preço internacional das bebidas, o que restringe a categoria de produtos exportáveis ao café e ao cacau. Embora acredite-se que este resultado tenda a subestimar o efeito atual da política cambial sobre os preços agrícolas, parece consistente com o período mais longo analisado.

6 Observe-se que os 12% correspondem aproximadamente à soma dos pesos atribuídos ao café e ao cacau no Índice de Preços por Atacado (Oferta Global) para a agricultura.

TABELA 2

*Resultados da estimação econométrica do modelo * — 1966/82*

Dinâmica dos salários nominais:

$$\tilde{w} = 0{,}082 + 0{,}455\tilde{p} + 0{,}545\tilde{p}_{-1} - 0{,}261\,(y^p - y)$$
$$(8{,}795) \qquad (8{,}016) \qquad (-3{,}818)$$

$R^2 = 0{,}083$; DW $= 2{,}18$; SER $= 0{,}020$

Formação dos preços industriais:

$$\tilde{p}_I = -0{,}036 + 0{,}648\tilde{p}_L + 0{,}272\tilde{p}_M + 0{,}080\tilde{p}_O$$
$$(-2{,}829) \quad (9{,}766) \quad (3{,}601)$$

$R^2 = 0{,}99$; DW $= 1{,}52$; RHO $= 0{,}52$; SER $= 0{,}024$

Evolução dos preços agrícolas:

$$\tilde{p}_A = 0{,}040 + 0{,}116\tilde{p}_T + 0{,}884\tilde{p} - 0{,}336\,(y^p - y) - 0{,}438\,(q - q^n)$$
$$(2{,}564) \qquad (21{,}75) \quad (-2{,}528) \quad (-2{,}062)$$

$R^2 = 0{,}98$; DW $= 1{,}84$; SER $= 0{,}039$

Composição do índice de preços:

$$\tilde{p} = 0{,}692\tilde{p}_I + 0{,}308\tilde{p}_A$$
$$(14{,}25)$$

$R^2 = 0{,}94$; DW $= 1{,}68$; RHO $= 0{,}25$; SER $= 0{,}013$

Indexação da taxa de câmbio: **

$$\tilde{e} = 1{,}002\tilde{p} + 1{,}0001\tilde{z}_E - 1{,}000\tilde{p}^*_U$$
$$(119{,}1) \quad (17{,}66)$$

$R^2 = 1{,}00$; DW $= 1{,}48$; SER $= 0{,}013$

* Os valores entre parênteses indicam as estatísticas *t*. As estatísticas *t* omitidas referem-se a variáveis cujos coeficientes foram obtidos por diferença a partir dos coeficientes estimados, observando-se as restrições de adição unitária.

** A equação para a taxa de câmbio é quase uma identidade, uma vez que a variável de choque cambial foi construída a partir dos erros de projeção da estimativa para o período 1970/78, no qual acredita-se que a taxa de câmbio atuou como variável endógena.

($\gamma_1 = 0{,}116$). O coeficiente do hiato do produto ($\gamma_3 = 0{,}336$) é significativo, porém relativamente pequeno. Em primeira aproximação, um aumento de 10 pontos percentuais na capacidade ociosa da economia implicaria, *ceteris paribus*, uma redução da taxa de crescimento dos preços

agrícolas da ordem de 3,4 pontos percentuais ao ano. O coeficiente da variável de desvio da safra de alimentos (γ_4 = 0,438), à margem da significância estatística ao nível de 5%, sugere que condições favoráveis na lavoura, que representassem, por exemplo, um aumento de 10 pontos percentuais em relação à safra normal, reduziriam a taxa de crescimento dos preços agrícolas em 4,38 pontos percentuais ao ano.

Na composição do agregado de preços, os produtos industriais respondem aproximadamente por 69% dos aumentos do índice de preços (λ_2 = 0,692). A parcela atribuída à elevação dos preços agrícolas é da ordem de 31% (λ_1 = 0,308). Para a taxa de câmbio, os resultados obtidos apenas confirmam o acompanhamento da regra de paridade com a moeda norte-americana, a menos que ocorram os denominados choques cambiais.

Substituindo os valores estimados para os parâmetros estruturais nas expressões da Tabela 1, obtêm-se os valores para os coeficientes da forma reduzida, que se encontram na Tabela 3. Para pequenas taxas de inflação e pequenos choques, estes coeficientes indicam o impacto marginal sobre as variáveis endógenas de choques nas variáveis exógenas.

A inexistência de inércia[7] (traduzida aqui pela ausência da variável $\tilde{p}_{-1}$ nas equações estruturais) na formação dos preços industriais, na evolução do preço dos alimentos e na indexação da taxa de câmbio (e, conseqüentemente, na determinação dos preços dos exportáveis e das matérias-primas importadas) contribui para a amplificação dos efeitos correntes das variáveis exógenas ou predeterminadas sobre as variáveis endógenas do modelo.

Considere-se inicialmente o caso do hiato do produto. Os efeitos diretos de uma contração do nível de atividade são reduções tanto na taxa de crescimento dos salários nominais quanto na taxa de inflação dos preços agrícolas. A redução do salário provoca uma queda do custo da mão-de-obra para a indústria. O repasse do menor custo variável, sob a hipótese de um fator de *mark-up* constante, tende a amortecer o crescimento dos preços industriais. A conjugação dos impactos deflacionistas sobre os preços industriais (através dos custos) e agrícolas, devido à retração da demanda de alimentos, implica uma menor taxa de crescimento para o

7 Os testes quanto à existência de inércia nas equações de formação dos preços industriais e agrícolas estão reportados em Modiano (1984). Observe-se que a ausência de $\tilde{p}_{-1}$ nestas equações estimadas com dados anuais poderia significar apenas que estes preços estariam sendo reajustados com uma freqüência maior do que as correções salariais.

TABELA 3

Valores dos coeficientes da forma reduzida (fator de mark-up *constante)*

Endógenas	Variáveis								
	Predeterminadas								
	Constante	$\tilde{p}_{-1}$	$\tilde{z}_L$	$\tilde{z}_M + \tilde{p}_M^*$	$\tilde{z}_O + \tilde{p}_O^*$	$(y^p - y)$	$\tilde{p}_T^*$	$(q - q^n)$	$\tilde{z}_E - \tilde{p}_U^*$
$\tilde{w}$	0,127	1,000	0,835	0,350	0,103	—0,672	0,066	—0,251	0,570
$\tilde{p}_I$	0,081	1,000	1,835	0,770	0,227	—0,753	0,095	—0,357	1,091
$\tilde{p}_A$	0,139	1,000	1,835	0,770	0,227	—1,238	0,262	—0,990	1,259
$\tilde{p}$	0,099	1,000	1,835	0,770	0,227	—0,902	0,146	—0,552	1,143
$\tilde{e}$	0,099	1,000	1,835	0,770	0,227	—0,902	0,146	—0,552	2,143
$\tilde{\omega}$	0,028	0,000	—1,000	—0,420	—0,124	0,230	—0,080	0,301	—0,572
$\tilde{\rho}$	0,058	0,000	0,000	0,000	0,000	—0,485	—0,167	—0,633	0,168

índice agregado de preços. O repasse do menor índice agregado de preços à taxa de câmbio e aos salários, ainda no período corrente, exerce uma pressão deflacionista secundária sobre os custos industriais e sobre os preços agrícolas, inaugurando uma nova seqüência de repasses. A convergência deste processo aponta para uma amplificação do impacto direto do hiato do produto sobre o salário médio (estimado em −0,261) da ordem de 160%, resultando num coeficiente na forma reduzida de −0,672.

Os resultados da Tabela 3 sugerem também importantes amplificações dos impactos diretos dos preços internacionais, dos fatores de impostos e subsídios e das variáveis de choque (agrícola e cambial). No caso de uma desvalorização cambial real ($\xi_E > 0$), os efeitos diretos incluem tanto uma elevação dos preços industriais, provocada por aumentos dos custos de importação das matérias-primas (supondo $\xi_M = 0$ e $\xi_o = 0$), quanto um aumento do preço dos produtos agrícolas exportáveis. Assim, os impactos diretos de uma desvalorização real de 10% seriam um aumento dos preços industriais da ordem de 3,5% ($\beta_2 + \beta_3 = 0,352$) e uma elevação dos preços agrícolas de aproximadamente 1,2% ($\gamma_1 = 0,116$). O subseqüente repasse da elevação do índice agregado de preços aos salários e aos preços dos alimentos, e à própria taxa de câmbio, ainda no período corrente, terminaria por elevar a taxa de inflação do índice agregado de preços em 11,4%, de acordo com o coeficiente da forma reduzida para o choque cambial de 1,14.

Para os preços industriais, o impacto direto da desvalorização cambial amplifica-se aproximadamente em 180%, passando o coeficiente de 0,352 para 1,091. No caso dos preços agrícolas, o resultado do processo de indexação é ainda mais dramático. O coeficiente da forma reduzida representa neste caso um aumento de 985% em relação ao coeficiente direto estimado em 0,116.

Para os fatores de encargos sociais, de impostos sobre a importação de matéria-prima exceto petróleo e de subsídios ao preço da energia, assim como para os preços internacionais do petróleo e da matéria-prima exceto petróleo, a amplificação do efeito direto sobre a taxa de inflação é da ordem de 183%, uma vez que $1/\Lambda = 2,83$. No caso do preço internacional das *commodities* e da variável de choque na oferta de alimentos, o multiplicador dos impactos diretos sobre o índice agregado de preços (λ_1 / Λ_2) é estimado em 1,26.

Note-se que, embora a estimação do modelo básico gere valores para o coeficiente do hiato do produto na forma reduzida próximos daqueles obtidos com o modelo da curva de Phillips por Lemgruber (1973 e 1974)

e Contador (1977), suas implicações para a política econômica são distintas. Na medida em que, além do hiato do produto, as variáveis de choque aparecem aqui como fatores predominantes para a determinação das taxas de inflação a curto prazo, o valor obtido para o coeficiente do hiato do produto pode ser considerado relativamente pequeno. A Tabela 3 sugere, por exemplo, que, em primeira aproximação, para neutralizar o impacto inflacionário de uma desvalorização real de 10% seria necessário um aumento da capacidade ociosa da economia da ordem de 12,7 pontos percentuais (1,143/0,902 = 1,267).

Utilizando-se os coeficientes da Tabela 3 e considerando-se o hiato do produto "normal" como o hiato médio observado no período da amostra ($y^p - y^n = 0{,}109$), tem-se que, na ausência de choques exógenos ($\tilde{p}^*_M = \tilde{p}^*_O = \tilde{p}^*_C = \tilde{p}^*_U$; $\tilde{z}_L = \tilde{z}_M = \tilde{z}_O = \tilde{z}_E = 0$; e $q = q^n$) e sob condições "normais" de utilização da capacidade ($y = y^n$), vigora na economia um regime permanente, caracterizado pela estabilidade dos termos de troca e da taxa de inflação ($\tilde{p}_I = \tilde{p}_A = \tilde{p} = \tilde{p}_{-1}$) com crescimento positivo do salário real médio ($\tilde{w} = 0{,}054 + \tilde{p}_{-1}$). A constante da equação de salários não é estatisticamente distinta da taxa média de crescimento da produtividade, estimada em 5,4% ao ano para o mesmo período.

4 — A flexibilidade do *mark-up* no setor industrial

Na derivação da equação de formação dos preços industriais do modelo básico, considerou-se o fator de *mark-up* constante. Admitindo-se que o fator de *mark-up* praticado pelo setor industrial responda às variações da demanda agregada, tem-se, de forma genérica, que:

$$\tilde{z}_K = \delta_0 + \delta_1 (y^p - y) + \delta_2 (y^p - y)_{-1} \qquad (12)$$

A existência de uma relação perversa entre o nível de atividade da economia e o fator de *mark-up* praticado pela indústria com características oligopolistas foi sugerida por Sylos-Labini (1980). A elevação do *mark-up* no caso de uma queda do nível de atividade, justificada com base no aumento do custo fixo unitário, implicaria uma relação direta entre a *variação* do fator de *mark-up* e a *variação* do hiato do produto, ou seja, $\delta_1 > 0$ e $\delta_1 + \delta_2 = 0$ em (12). Assim, com o hiato do produto constante, o fator de *mark-up* cresce ou decresce de acordo com a taxa histórica δ_0.

A Tabela 4 apresenta os resultados obtidos na estimação de variantes da equação de formação dos preços industriais (5) que incorporam os efeitos do nível de atividade da economia. Observe-se que, embora os sinais dos coeficientes estimados para a variação do hiato do produto nas equações (5'c) e (5'd) sejam positivos, não é possível rejeitar a hipótese de que os coeficientes sejam nulos ao nível de 5% de significância. Os melhores resultados são obtidos com a equação (5'a), que supõe $\delta_2 = 0$ em (12). Esta formulação sugere a existência de uma relação direta entre a *variação* do fator de *mark-up* e o hiato do produto da economia. Assim, o fator de *mark-up* e, conseqüentemente, os preços industriais cresceriam mais rapidamente em períodos de baixo nível de atividade ou, equivalentemente, de alto grau de capacidade ociosa.

A interpretação teórica deste fenômeno não é imediata. É possível argumentar, por exemplo, que a relação entre as *variações* do fator de *mark-up* e do hiato do produto pressupõe a homogeneidade linear da função de custo fixo em relação à capacidade instalada ou ao produto

TABELA 4

Formação dos preços industriais com mark-up *flexível*

Variáveis: Dependente $\tilde{p}_I$	Explicativas: Constante	$\tilde{p}_I$	$\tilde{p}_M$	$\tilde{p}_O$	$(y^p - y)$	[illegible]	[illegible]
Equação (5'a) R^2 = 0,99 SE = 0,019 RHO = 0,27	−0,037 (−8,217)	0,590 ([illegible])	0,286 (4,491)	0,124	0,291 (3,320)		
Equação (5'b) R^2 = 0,99 DW = 1,55 SE = 0,023 RHO = 0,35	−1,050 (−4,052)	0,664 (10,28)	0,217 (2,822)	0,119		[illegible]	
Equação (5'c) R^2 = 0,99 DW = 1,58 SE = 0,024 RHO = 0,48	−0,034 (−2,773)	0,583 (6,489)	0,347 (3,380)	0,070			0,252 (1,[illegible])
Equação (5'd) R^2 = 0,99 DW = 2,01 SE = 0,019 RHO = 0,18	−0,062 (−5,994)	0,550 (7,672)	0,340 (4,11[illegible])	0,110	[illegible]		[illegible]

potencial.[8] No caso em que a função de custo fixo é homogênea de grau $r \neq 1$, é possível demonstrar que o custo fixo unitário cresce (decresce) se o produto potencial expande-se (contrai-se) para $r > 1$, ainda que o hiato do produto mantenha-se constante.[9] Este seria, no entanto, essencialmente um efeito de curto prazo, pois a manutenção de um baixo nível de atividade tenderia a reduzir num prazo mais longo a taxa de crescimento do produto potencial da economia. A inexistência de séries históricas no período da amostra para a capacidade instalada ou para o produto potencial da economia impede um teste estatístico desta hipótese. Um argumento semelhante para explicar o efeito perverso do hiato do produto sobre a variação do *mark-up* poderia ser construído baseando-se exclusivamente na função de custo variável, desde que se abandone a hipótese de rendimentos constantes de escala, implícita na derivação de (3). Tampouco é possível descartar a hipótese de que outros fatores tais como a taxa de juros ou o controle de preços estejam sendo captados pela variável de nível de atividade.

Considere-se o caso do controle de preços.[10] É sabido que o setor industrial brasileiro esteve no período 1972/79 sujeito a um controle de preços. Simultaneamente, verifica-se que os valores ajustados pela regressão para a formação de preços industriais, utilizando-se os coeficientes estimados na Tabela 2, tendem a superestimar o crescimento dos preços neste mesmo período. A mensuração do efeito do controle de preços de Da Mata (1980) para o período 1976/78 e as avaliações essencialmente qualitativas para o período 1972/76 são, no entanto, insuficientes para a construção de um índice que reflita adequadamente a intensidade variável do controle no período. Este índice seria indispensável para uma avaliação precisa da eficácia do controle de preços para o amortecimento do processo inflacionário observado no período 1972/79.

Optando, então, pela inclusão de uma variável *dummy*, o que representaria um deslocamento uniforme da formação dos preços industriais (5)

8 Se $C_F = e^a y^p$, então $\log (C_F/Y) = a + (y^p - y)$.

9 No caso em que $C_F = e^a (y^p)^r$, teríamos que $\log (C_F/Y) = a + (y^p - y) + (r - 1) y^p$.

10 A análise quantitativa mais extensa da eficácia do controle de preços de que se tem conhecimento na literatura econômica nacional se deve a Da Mata (1980). Embora só o triênio 1976/78 seja avaliado, o autor sugere que, após o período de controle intensivo de 1972/73, anos para os quais foram estabelecidas metas rígidas de inflação, segue-se um período mais brando porém de relativa estabilidade da intensidade do controle que cobriria o triênio 1974/76.

no período 1972-79, obtêm-se os resultados da Tabela 5. Excluindo o hiato do produto, observa-se que as conclusões em termos das participações dos insumos no custo variável do setor industrial são virtualmente idênticas àquelas referentes à Tabela 2. O deslocamento para baixo do crescimento dos preços industriais no período é estatisticamente significativo ao nível de 5% e estimado em 3,6% ao ano, o que corresponde a 11% da taxa de inflação média dos preços industriais no período, da ordem de 31,5% ao ano. Em termos das estatísticas de ajustamento, a introdução da variável de deslocamento parece gerar resultados ligeiramente superiores àqueles obtidos anteriormente.

No entanto, com a inclusão da variável de nível de atividade, perdem significância estatística tanto o hiato do produto quanto a *dummy* de deslocamento. Este resultado pode ser explicado pela alta correlação entre as duas variáveis, devida à estabilidade do baixo grau de capacidade ociosa mantido pela economia no período.

A Tabela 6 apresenta os valores dos coeficientes que resultam da substituição da equação (5) do modelo básico pela equação (5'a). O contraste entre as Tabelas 3 e 6 revela que esta alteração não afeta qualitativamente os resultados anteriores, à exceção dos coeficientes para o hiato do produto. Observa-se que a magnitude do coeficiente estimado para o efeito do hiato do produto sobre a variação dos preços industriais ($\delta_1 = 0,291$) é

TABELA 5

Testes de deslocamento da formação dos preços industriais

Variáveis						
Dependente	Explicativas					
$\tilde{p}_I$	Constante	$\tilde{p}_L$	$\tilde{p}_M$	$\tilde{p}_O$	$(y^p - y)$	*Dummy* (1972-79)
R^2 = 0,991 DW = 1,554 SE = 0,022	−0,023 (−2,607)	0,617 (10,58)	0,308 (4,534)	0,075		−0,034 (−3,058)
R^2 = 0,993 DW = 1,904 SE = 0,020 RHO = 0,131	−0,021 (−2,403)	0,656 (11,03)	0,269 (3,949)	0,075		−0,036 (−3,162)
R^2 = 0,991 DW = 1,474 SE = 0,022	−0,032 (−0,804)	0,604 (7,535)	0,310 (4,366)	0,086	0,053 (0,233)	−0,027 (−0,806)
R^2 = 0,994 DW = 1,874 SE = 0,020 RHO = 0,266	−0,061 (−1,915)	0,597 (8,372)	0,284 (4,296)	0,119	0,260 (1,330)	−0,005 (−0,172)

TABELA 6

Valores dos coeficientes da forma reduzida (fator de mark-up *flexível)*

Endógenas	Variáveis								
	Predeterminadas								
	Constante	$\tilde{p}_{-1}$	$\tilde{z}_L$	$\tilde{z}_M + \tilde{p}^*_M$	$\tilde{z}_O + \tilde{p}_O$	$(y^p - y)$	$\tilde{p}^*_T$	$(q - q^n)$	$\tilde{z}_E - \tilde{p}^*_U$
$\tilde{w}$	0,081	1,000	0,835	0,405	0,175	—0,280	0,073	—0,276	0,653
$\tilde{p}_I$	—0,020	1,000	1,835	0,889	0,386	0,111	0,109	—0,411	1,384
$\tilde{p}_A$	0,037	1,000	1,835	0,889	0,386	—0,375	0,277	—1,044	1,552
$\tilde{p}$	—0,003	1,000	1,835	0,889	0,386	—0,039	0,161	—0,606	1,436
$\tilde{e}$	—0,003	1,000	1,835	0,889	0,386	—0,039	0,161	—0,606	2,436
$\tilde{\omega}$	0,084	0,000	—1,000	—0,484	—0,211	—0,241	—0,088	+0,330	—0,783
$\tilde{p}$	0,057	0,000	0,000	0,000	0,000	—0,486	0,168	—0,633	0,168

suficiente para neutralizar o efeito deflacionista que se exerce sobre o salário nominal e sobre o preço dos alimentos. Assim, o efeito líquido de variações do hiato do produto sobre a taxa de inflação torna-se praticamente desprezível (−0,039). Neste caso, uma maior retração do nível de atividade tem apenas impacto redistributivo, na medida em que o salário real e os termos de troca caem sem que estes efeitos se propaguem ao índice agregado de preços. Os resultados deste modelo são, portanto, mais consistentes com o "pessimismo deflacionista" de Lara Resende e Lopes (1981) e Modiano (1983).

5 — Os multiplicadores dos choques

A especificação multiplicativa (ou log-linear em taxas de crescimento) das equações do modelo básico torna variáveis os impactos marginais sobre a taxa de inflação, também denominados de multiplicadores dos choques, os quais podem ser obtidos a partir dos coeficientes da forma reduzida, através da relação:

$$\frac{\partial \hat{p}}{\partial \hat{x}} = \eta \frac{(1 + \hat{p})}{(1 + \hat{x})} \qquad (13)$$

onde $\hat{p}$ denota a taxa de inflação, $\hat{x}$ uma variável de choque genérica expressa em termos de taxa de variação e $\eta = \partial p / \partial \tilde{x}$ o coeficiente, constante, de $\tilde{x}$ na equação em forma reduzida para p. Uma vez que, *ceteris paribus*, a forma reduzida para $\tilde{p}$ tem o formato[11] $p = \tilde{p}_{-1} + \eta \tilde{x}$, obtém-se, após a substituição em (13):

$$\frac{\partial \hat{p}}{\partial \hat{x}} = \eta (1 + \hat{p}_{-1}) (1 + \hat{x})^{\eta - 1} \qquad (14)$$

A equação (14) demonstra, então, que os multiplicadores dependem, *ceteris paribus*, do componente inercial da inflação, da magnitude do choque e do respectivo coeficiente na forma reduzida. Este último parâmetro, conforme verificou-se na Seção 3, depende, por sua vez, diretamente do grau de indexação da economia, representado exclusivamente, no modelo anual estimado, pelo coeficiente de repasse da inflação corrente α_1

11 Supõe-se aqui que a constante da equação para p na Tabela 2 é neutralizada quando se assume que a economia opera sob o nível de utilização normal de capacidade instalada, $y = y^n$.

implícito na dinâmica dos salários.[12] Confirma-se aqui também a proposição da Seção 3 de que os multiplicadores coincidem com os coeficientes da forma reduzida apenas nos casos de taxas de inflação e choques pequenos ($\hat{p}_{-1} \cong 0$ e $\hat{x} \cong 0$).

Utilizando os coeficientes da forma reduzida para o modelo básico na Tabela 3, é possível avaliar os impactos inflacionários ($\hat{p} - \hat{p}_{-1}$) e os multiplicadores ($\partial \hat{p} / \partial \hat{x}$) para valores distintos do componente inercial da inflação $\hat{p}_{-1}$ e para choques de magnitudes diversas. Os Gráficos 1, 2 e 3 ilustram os resultados obtidos nos casos de uma desvalorização cambial e de choques de preço do petróleo e de outras matérias-primas para $\hat{p}_{-1} = 50$, 100 e 150% ao ano. Considerando-se, alternativamente, o modelo da Seção 4, que supõe um fator de *mark-up* flexível na formação dos preços industriais, os impactos e multiplicadores não diferem significativamente, à exceção de um choque na demanda agregada, dos resultados obtidos com o modelo básico. Conforme se verificou na Seção 4, à exceção do coeficiente do hiato do produto, os coeficientes para a taxa de inflação da Tabela 6 não apresentam diferenças substanciais em relação ao modelo básico.

Considere-se o caso de uma desvalorização cambial de 30%. A partir de uma taxa de inflação anual da ordem de 50% (aproximadamente a taxa de 1979 na economia brasileira), o choque elevaria o patamar inflacionário para 102% ao ano segundo o Gráfico 1. Tomando como base agora uma taxa de inflação de 100% (da ordem da taxa brasileira para o ano de 1982), um choque da mesma magnitude provocaria um aumento de 70 pontos percentuais na taxa de inflação, passando esta a 170% ao ano, segundo o mesmo gráfico. À taxa de 100% ao ano observa-se que o multiplicador do choque cambial é aproximadamente 2,3. Isto significa que, na margem, a cada ponto percentual de desvalorização cambial corresponderia uma elevação de 2,3 pontos percentuais na taxa de inflação anual.

É possível ainda demonstrar, utilizando-se a relação (14), que os choques têm impacto inflacionário crescente, decrescente ou constante para valores do coeficiente da forma reduzida superiores, inferiores ou iguais à unidade. Justifica-se assim o comportamento distinto do multiplicador da desvalorização cambial, em contraste com os multiplicadores dos choques de preço de matérias-primas e petróleo nos Gráficos 2 e 3.

[12] Uma vez que $\alpha_1 = 1 - \alpha_2$, o grau de indexação da economia varia inversamente com o parâmetro de inércia α_2 da dinâmica salarial.

Gráfico 1

DESVALORIZAÇÃO CAMBIAL

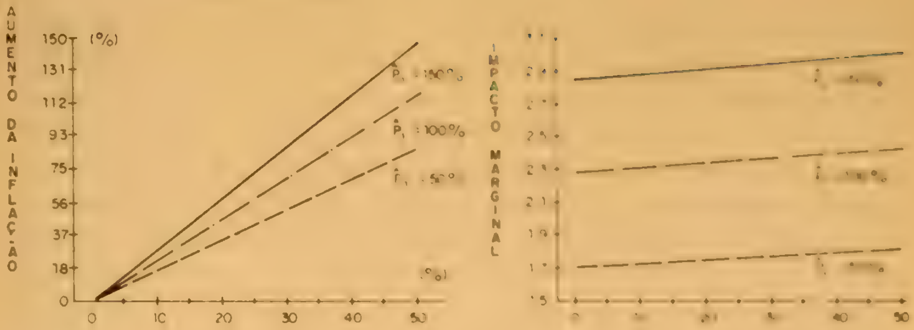


Gráfico 2

CHOQUE DE PREÇO DO PETRÓLEO

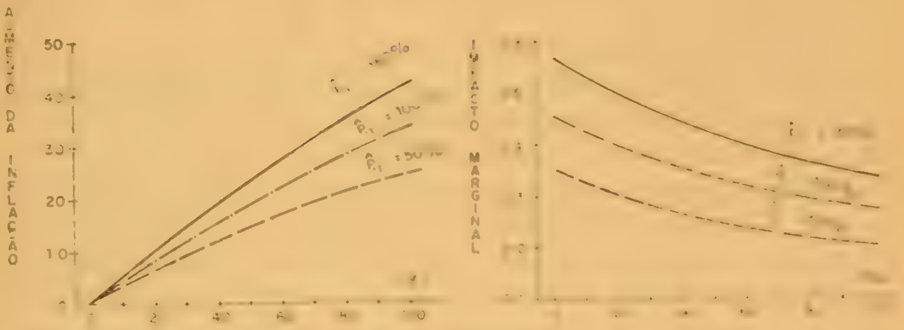
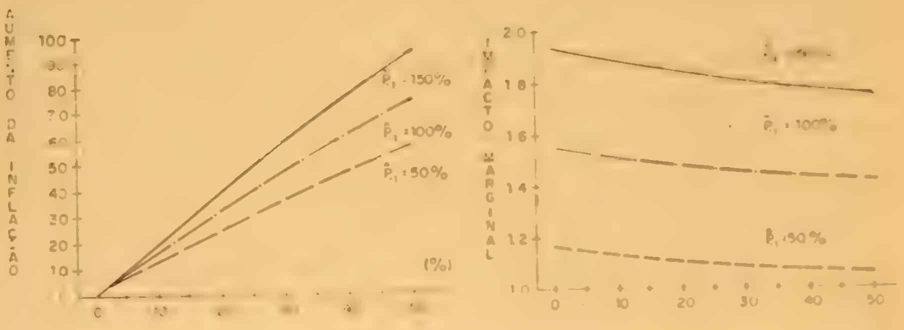


Gráfico 3

CHOQUE DE PREÇO DA MATÉRIA - PRIMA



6 — Resumo e conclusões

Na Seção 2 formulou-se um modelo de determinação simultânea de salários e preços para a economia brasileira. Nesta especificação são variáveis endógenas: o salário nominal médio, os preços industriais, os preços agrícolas, o índice agregado de preços e a taxa de câmbio. A dinâmica do salário nominal incorpora o processo de reajustes periódicos e uma medida de pressão no mercado de trabalho. Os preços industriais são formados por uma regra de *mark-up* sobre os custos variáveis unitários que incluem: a remuneração do trabalho, as despesas com importações de matérias-primas exceto petróleo e os gastos com energia. O preço agrícola tem dois componentes: o preço dos exportáveis, atrelado à taxa de câmbio e ao preço internacional, e o preço dos alimentos, determinado pelas condições da oferta e da demanda doméstica. Finalmente, os preços agrícolas e industriais compõem o índice agregado de preços, e a taxa de câmbio segue, a menos que ocorram choques cambiais, uma regra de paridade com a moeda norte-americana.

O modelo foi estimado econometricamente pelo método de dois estágios com correção para correlação serial com dados anuais para o período 1966/82 na Seção 3. Os resultados obtidos para a dinâmica salarial apenas confirmam aqueles observados anteriormente pelo autor. Estima-se que o processo de reajustes periódicos dos salários repasse aproximadamente 50% da variação corrente do índice de preços no ano. A inércia implícita na política salarial vigente (repasse da inflação passada) responde pelos 50% restantes. O efeito direto do nível de atividade sobre o crescimento dos salários é pequeno, porém estatisticamente significativo. *Ceteris paribus,* estima-se que um aumento de 10 pontos percentuais na capacidade ociosa da economia provoque uma redução de 2,6% ao ano na taxa de crescimento dos salários.

As participações estimadas dos insumos no custo variável do setor industrial são: 65% para a mão-de-obra; 27% para a matéria-prima importada exceto petróleo; e 8% para a energia. Assim, o efeito direto de uma desvalorização de 10% da taxa de câmbio sobre os preços industriais é um aumento de 3,5% dos preços industriais, se mantida a relação entre o preço doméstico da energia e o preço internacional do petróleo. Para a composição dos preços agrícolas estimou-se uma participação de 12% dos produtos exportáveis. Acredita-se, no entanto, que este valor subestime a participação atual daqueles produtos agrícolas cujos preços estariam vinculados aos preços internacionais, o que se deve a uma maior liberali-

zação dos preços agrícolas no período mais recente *vis-à-vis* o período da amostra. Os impactos diretos das condições de demanda e de oferta sobre os preços agrícolas são pequenos. Enquanto um aumento de 10 pontos percentuais na capacidade ociosa da economia provocaria, *ceteris paribus*, uma redução de 3,4% ao ano, um aumento da produção de alimentos de 10 pontos percentuais acima da "safra normal" contribuiria para uma redução de 4,4% ao ano nos preços agrícolas.

Na Seção 3 demonstrou-se que neste modelo a taxa de inflação corrente é determinada pela taxa de inflação passada, que denominamos de componente inercial da inflação, e pelo efeito dos choques de oferta e de demanda. Choques desfavoráveis provocariam elevações permanentes da taxa de inflação. Verificou-se ainda que o processo de indexação contribui para uma amplificação dos impactos diretos das variáveis de choque. Por exemplo, estimou-se que uma desvalorização cambial real de 10% provocaria, em primeira aproximação, um aumento permanente da taxa de inflação de 11,4% ao ano, em contraste com o efeito direto de apenas 3,5%. Choques da mesma magnitude nos preços das matérias-primas importadas e nos preços internacionais do petróleo gerariam aumentos de 7,7 e 2,3%, respectivamente, na taxa de inflação. Por sua vez, o impacto de um aumento do hiato do produto, que representa no modelo um choque de demanda, é também consideravelmente amplificado. Um aumento de 10 pontos percentuais na capacidade ociosa das economias implicaria, em primeira aproximação, uma redução de 9% ao ano na taxa de inflação a partir de uma queda de 2,6% ao ano no crescimento dos salários nominais. Os coeficientes da forma reduzida do modelo refletem alguns *trade-offs* importantes para a avaliação de política econômica. Por exemplo, conclui-se que, para neutralizar o impacto inflacionário de uma desvalorização cambial de 10%, seria necessário um aumento da capacidade ociosa da economia da ordem de 12,7 pontos percentuais.

Na Seção 4 examinou-se a questão do efeito do nível de atividade sobre a formação dos preços industriais. A relação entre a *variação* do fator de *mark-up* e a *variação* do nível de atividade não demonstrou significância estatística. No entanto, encontrou-se uma relação perversa entre a *variação* do fator de *mark-up* e o *nível* de atividade, de difícil interpretação teórica. Este resultado sugeriria que os preços industriais cresceriam mais rapidamente que os custos variáveis em períodos de baixo nível de atividade, e vice-versa. Neste modelo alternativo, um aumento de 10 pontos percentuais na capacidade ociosa da economia adicionaria, *ceteris paribus*, 2,9% ao ano à taxa de crescimento dos preços industriais. Observou-se, então,

que este efeito é suficiente para neutralizar o efeito deflacionista de um menor nível de atividade da economia sobre os salários e sobre os preços agrícolas.

Observou-se ainda na Seção 4 que no modelo de *mark-up* fixo há uma sistemática superestimativa das variações dos preços industriais no período 1972/79. Estimou-se um deslocamento uniforme da ordem de 3,6% ao ano para o crescimento dos preços industriais no período. Argumentou-se então que o fator de *mark-up* anticíclico cumpre o papel de absorver parcialmente o diferencial preço/custos observado, devido ao elevado nível de atividade da economia no período. Sugeriu-se a possibilidade, no entanto, de que outros fatores de difícil quantificação, como o controle de preços que vigorou neste período, estejam sendo erroneamente captados pela variável de hiato do produto. Também não é possível descartar a hipótese de que esta variável esteja captando o efeito de variáveis omitidas correlacionadas, como, por exemplo, a taxa de juros.

Permanece controversa, portanto, a relação entre a inflação e o nível de atividade. Enquanto no modelo de *mark-up* fixo o valor do coeficiente do hiato do produto na equação de preços aproxima-se dos valores defendidos pelos adeptos da versão aceleracionista da curva de Phillips, no modelo de *mark-up* flexível obtém-se a virtual independência da taxa de inflação do nível de atividade da economia.

Com base nos resultados discutidos na Seção 3, são avaliados na Seção 5 os impactos inflacionários e os multiplicadores dos choques. Em decorrência do formato multiplicativo ou log-linear em taxas de variação do modelo, observou-se que o impacto inflacionário de um choque depende do componente inercial da inflação, da magnitude do choque e do coeficiente de impacto direto e indireto da variável de choque na determinação da taxa de inflação. Este último coeficiente está associado diretamente ao grau de indexação da economia. No caso de uma desvalorização cambial de 30%, foram estimados aumentos da taxa de inflação da ordem de 52 e 70 pontos percentuais para inflações iniciais de 50% ao ano (aproximadamente a taxa observada em 1979) e de 100% ao ano (aproximadamente a taxa observada em 1982), respectivamente. Tomando como base uma taxa de inflação de 150% ao ano (aproximadamente a taxa observada em 1983 em termos de média anual), estimou-se um multiplicador de 3 pontos percentuais de taxa de inflação por cada ponto percentual de desvalorização cambial.

O controverso efeito do nível de atividade sobre a formação dos preços industriais, a reduzida participação do setor de preços flexíveis da econo-

mia, que se restringe aqui à agricultura de alimentos, e os efeitos amplificados das variáveis de preços internacionais e de choque cambial sugerem que uma política antiinflacionária eficaz para a economia brasileira deveria fundamentar-se mais em uma revisão abrangente *dos mecanismos implícitos e explícitos* de indexação da economia do que em sucessivas contrações da demanda agregada ou mesmo em manifestações otimistas quanto à benevolência de São Pedro.

Apêndice

TABELA A.1

Anos	(1) Índice do salário médio anual do pessoal ocupado na indústria de transformação w	(2) Índice de preços por atacado de produtos industriais (oferta global) p_I	(3) Índice de preços por atacado de produtos agrícolas (oferta global) p_A	(4) Índice de preços por atacado (disponibilidade interna) p	(5) Índice da taxa média de câmbio e	(6) Índice do preço médio do óleo combustível p_O
1966	37	43	44	45	48	85
1967	48	55	55	57	58	78
1968	63	71	64	70	74	79
1969	79	86	78	84	89	89
1970	100	100	100	100	100	100
1971	124	117	125	121	115	127
1972	156	136	153	143	129	169
1973	193	156	182	165	133	198
1974	252	202	236	213	148	299
1975	356	262	293	272	177	414
1976	523	357	466	382	233	641
1977	786	497	696	537	308	1.016
1978	1.182	673	992	746	394	1.178
1979	1.864	1.047	1.550	1.159	584	2.445
1980	3.587	2.133	3.293	2.425	1.153	8.844
1981	7.744	4.470	6.732	5.166	2.040	22.259
1982	16.647	8.975	11.781	10.022	3.931	38.526

FONTES: Col. (1): 1966-69 – IBGE/DEICOM, *[illegible]*; [illegible] – IBGE/DEICOM, *Indústria de Transformação*, pesquisa trimestral, 1970-71 – IPEA, *[illegible]*; [illegible] – IBGE/DESDE, *Indicadores Conjunturais da Indústria*.

Cols. (2)-(4): FGV, *Conjuntura Econômica*, diversos números.

Col. (5): Banco Central do Brasil, *Boletim Mensal*, diversos números.

Col. (6): Conselho Nacional do Petróleo, *Anuário Estatístico*, diversos números.

Tabela A.2

Anos	(1) Índice de preço das importações exceto petróleo p^*_M	(2) Índice de preço das importações de petróleo p^*_O	(3) Índice de preço internacional das bebidas p^*_T	(4) Índice de preço por atacado nos Estados Unidos p^*_U
1966	95	94	85	91
1967	96	106	85	91
1968	100	103	85	93
1969	98	97	88	97
1970	100	100	100	100
1971	102	119	92	103
1972	109	138	101	108
1973	136	173	125	122
1974	184	576	149	145
1975	191	581	143	159
1976	195	613	274	166
1977	202	641	475	176
1978	222	647	345	190
1979	251	869	365	214
1980	279	1.455	321	243
1981	292	1.735	249	266
1982	283	1.673	255	271

FONTES: Col. (1): Construído pelo autor deduzindo do índice de preços global das importações (*Conjuntura Econômica*, diversos números) o preço CIF do petróleo importado.
Col. (2): CACEX, *Relatórios*, diversos anos.
Cols. (3)-(4): FMI, *Estadísticas Financieras Internacionales* (Anuário 1983).

TABELA A.3

Anos	(1) Fator de encargos sociais z_L	(2) Fator de subsídio ao óleo combustível z_O	(3) Fator de custo cambial das importações z_M	(4) Fator de choque cambial z_E
1966	1,28	2,25	1,00	0,95
1967	1,36	1,53	1,00	0,90
1968	1,35	1,25	1,00	0,95
1969	1,34	1,24	1,00	1,00
1970	1,34	1,20	1,00	1,00
1971	1,35	1,11	1,00	1,00
1972	1,35	1,08	1,00	1,00
1973	1,34	0,96	1,00	1,00
1974	1,35	0,38	1,00	1,00
1975	1,31	0,43	1,04	1,00
1976	1,31	0,48	1,18	1,00
1977	1,31	0,52	1,16	1,00
1978	1,31	0,54	1,16	1,00
1979	1,31	0,51	1,11	1,07
1980	1,31	0,56	1,00	1,16
1981	1,31	0,74	1,00	1,05
1982	1,31	0,69	1,00	1,00

FONTES: Col. (1): 1966/78 = Musalem (1982); 1978/82 = extensão do autor
Col. (2): Construído pelo autor dividindo-se o preço doméstico do óleo combustível pelo equivalente em cruzeiros do preço do petróleo importado
Col. (3): Comunicação informal de Maria Helena Horta
Col. (4): Construído pelo autor a partir de resíduos da relação de paridade verificada empiricamente para o período 1970/78

Tabela A.4

Anos	(1) Índice do PIB real y	(2) Hiato do produto real $(y^p - y)$	(3) Índice da produção da lavoura exceto café q	(4) Desvio da safra de alimentos $(q - q^n)$
1966	71,7	0,239	84,7	—0,101
1967	75,2	0,261	91,3	—0,061
1968	83,6	0,225	92,7	—0,080
1969	91,9	0,199	95,4	—0,086
1970	100,0	0,184	100,0	—0,074
1971	113,3	0,129	104,2	—0,068
1972	126,6	0,087	108,4	—0,063
1973	144,2	0,027	116,6	—0,025
1974	158,3	0,003	125,6	0,015
1975	167,3	0,017	128,1	0,000
1976	182,3	0,000	140,5	0,057
1977	190,8	0,024	150,4	0,091
1978	202,3	0,035	135,6	—0,048
1979	215,3	0,042	145,4	—0,013
1980	232,5	0,035	163,4	0,069
1981	224,4	0,140	162,1	0,026
1982	226,4	0,201	170,2	0,041

FONTES: Col. (1): FGV, *Conjuntura Econômica*, diversos números.
Col. (2): Construído pelo autor a partir da tendência log-linear da série de produto real.
Col. (3): Centro de Estudos Agrícolas da FGV e *Conjuntura Econômica*, números de fevereiro.
Col. (4): Construído pelo autor a partir dos resíduos da regressão de tendência log-linear da série de produção das lavouras exceto café.

Bibliografia

CONTADOR, C. R. Crescimento econômico e o combate à inflação. *Revista Brasileira de Economia, 31* (1), 1977.

DA MATA, M. Controles de preços na economia brasileira: aspectos institucionais e resultados. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, *10* (3) :911-56, dez. 1980.

FAIR, R. C. The estimation of simultaneous equation models with lagged endogenous variables and first order serially correlated errors. *Econometrica*, maio 1970.

LARA RESENDE, A., e LOPES, F. L. Sobre as causas da recente aceleração inflacionária. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro. *11* (3) :599-616, dez. 1981.

LEMGRUBER, A. C. A inflação brasileira e a controvérsia sobre a aceleração inflacionária. *Revista Brasileira de Economia, 27* (4), 1973.

———. Inflação: o modelo da realimentação e o modelo da aceleração. *Revista Brasileira de Economia, 28* (3), 1974.

LOPES, F. L., e BACHA, E. L. Inflation, growth and wage policy: a Brazilian perspective. *Journal of Development Economics*, 1983.

MODIANO, E. M. A dinâmica de salários e preços na economia brasileira: 1966-81. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro. *13* (1) : 39-68, abr. 1983.

———. *Salários, preços e câmbio: os multiplicadores dos choques numa economia indexada.* Texto para Discussão, 70. Rio de Janeiro, Departamento de Economia da PUC-RJ, set. 1984.

MUSALEM, A. R. Salário real, produtividade, progresso tecnológico, emprego e preço relativo dos manufaturados no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, *12* (1) :23-50, abr. 1982.

SYLOS-LABINI, P. *Oligopólio e progresso técnico*. São Paulo, Forense Universitária, 1980.

(Originais recebidos em agosto de 1984. Revistos em dezembro de 1984.)

Reflexões sobre o dilema entre inflação e crescimento econômico na década de 80 *

Cláudio R. Contador **

Na primeira metade da década de 80, a economia brasileira foi marcada por um processo inflacionário inédito em dois sentidos. A inflação anual atingiu três dígitos — algo não observado antes na nossa história — e, ao encastelar-se nos 200%, tem resistido ao receituário oficial, que em outras épocas demonstrou ser eficiente. Ao mesmo tempo, a taxa de crescimento econômico caiu, chegando a valores negativos — fenômeno também não observado no Brasil do pós-guerra. O combate à inflação teria, na visão ortodoxa, efeitos mais severos ainda no crescimento do produto real e emprego. Este artigo discute a validade do dilema entre inflação e crescimento econômico nas condições vigentes na economia brasileira nesta década de 80.

1 — Introdução

Em resposta ao recrudescimento da inflação, desde 1981 a estratégia econômica propunha-se a aplicar medidas contracionistas da demanda, severas em demasia para alguns economistas e segmentos da sociedade ou descontínuas e insuficientes para outros. Não há como negar, porém, que os indicadores convencionais de liquidez real e de gastos públicos — salvo o ocorrido em 1984 — assumiram trajetórias afinadas com o combate à inflação.

Apesar do aperto das políticas monetária e de gastos públicos, o processo inflacionário brasileiro mantém-se incólume e desafiante na faixa dos 150 a 230%, desde 1982. Ao mesmo tempo, o produto real vem sofrendo quedas prolongadas e inéditas, em magnitudes muito superiores àquelas julgadas necessárias para abrandar a inflação, sugerindo à opinião pública a ineficiência da estratégia econômica ou a incompetência do governo. Esta visão

* Agradeço os comentários e sugestões dos *referees* do Corpo Editorial desta revista. Contudo, o autor é o único responsável pelos erros remanescentes.

** Professor do Programa de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração da Universidade Federal do Rio de Janeiro (COPPEAD/UFRJ).

é reforçada pela comparação ingênua com os idos de 1964/67, em que, com pequenas quedas na taxa de crescimento econômico, foi possível reduzir a inflação de 90% para menos de 30% ao ano.

Para um grupo particular de economistas — os monetaristas ortodoxos — os resultados têm sido duplamente desalentadores. Em primeiro lugar, porque os agregados monetários convencionais — meios de pagamentos e base monetária — desde 1980 cresceram abaixo da taxa de inflação. A queda da liquidez real tem sido muito superior ao que é indicado por uma demanda de moeda negativamente inclinada com respeito à inflação. Em segundo lugar, a queda do produto real e a inflação ascendente e/ou renitente não se combinam com o raciocínio convencional da curva de Phillips, num ambiente sem choques de oferta contínuos.

Por sua vez, outros grupos de economistas argumentam que a inflação atual decorre basicamente de pressões de custos, em particular da política salarial, do *mark-up* de empresas e dos choques de oferta, [1] enquanto a ociosidade e o desemprego seriam determinados por variáveis não-associadas à demanda agregada. Esta linha de raciocínio tampouco parece suficientemente geral para explicar a experiência inflacionária após a Lei 6.886 e o Decreto-Lei 2.065, que desde 1980 têm provocado uma queda nos salários reais. Esta legislação, brutal nos efeitos redistributivos, tem demonstrado ser ineficaz no combate à inflação.

Uma das diferenças inconciliáveis entre estes dois grupos encontra-se na visão parcial dos fatores determinantes da taxa de inflação: os monetaristas ortodoxos interpretando a inflação como resultante de deslocamentos apenas da demanda nominal e o segundo grupo visualizando apenas os deslocamentos da oferta agregada. Certamente, a inflação é um fenômeno bem mais complexo e rico em causas do que estas visões simplistas.

Um raciocínio mais amplo é sempre preferível a enfoques parciais. Inflação e crescimento real do produto são determinados simultaneamente por pressões de demanda e de oferta. Mais ainda, como a elasticidade da oferta agregada depende da capacidade ociosa, as especificações lineares tampouco captam o processo de ajuste da inflação e da capacidade ociosa.

Este artigo apresenta uma solução intermediária apaziguadora entre as duas correntes, mostrando, em primeiro lugar, que a existência e o sentido do *trade-off* entre inflação e capacidade ociosa dependem de circunstân-

[1] Um dos melhores estudos, bem representativo desta corrente, é apresentado por Lara Resende e Lopes (1981).

cias geralmente ignoradas. Como estas circunstâncias variam ao longo do tempo, a comprovação ou rejeição do *trade off* depende do período escolhido para os testes empíricos. E, se as circunstâncias que se modificam não são conhecidas e/ou devidamente interpretadas, a análise empírica tende a concluir em favor da instabilidade do *trade off*. Em segundo lugar, o modelo apresentado é suficientemente geral para satisfazer qualquer uma das correntes, bastando para isto modificar o conjunto de hipóteses. E, em terceiro lugar, as evidências empíricas do Brasil e de muitos outros países parecem enquadrar-se dentro do arcabouço do modelo.

A Seção 2 seguinte resume os principais aspectos da "curva de Phillips" e mostra que o modelo é inadequado para explicar a experiência histórica do Brasil. Em seguida, a Seção 3 descreve o modelo teórico, as suas conclusões normativas e um conjunto de evidências para diversos países. Um exame empírico mais elaborado é apresentado para o Brasil. Finalmente, a Seção 4 conclui o artigo.

2 — A visão convencional

O trabalho de Phillips é ainda hoje apontado como um marco na literatura acadêmica, despertando um imenso interesse normativo.[2] Ele mostrou empiricamente que havia uma relação inversa não-linear entre os acréscimos nominais nos salários (ou inflação) e o nível de desemprego na Inglaterra. Apesar da sua discutível qualidade estatística, a evidência contrariou grande parte do mundo acadêmico da época. Para os clássicos, o pleno emprego era a tendência natural da economia, ao passo que a inflação apresentava-se como uma conseqüência automática de aumentos excessivos na oferta de moeda. Para os keynesianos, os preços eram considerados estáveis enquanto houvesse desemprego, sendo que a inflação, da mesma forma que os clássicos, se verificaria apenas no pleno emprego. Contrariando ambas as correntes, Phillips aventou a hipótese de que a inflação e o desemprego podiam ocorrer simultaneamente, e que os preços tenderiam a acelerar-se à medida que a economia se aproximasse do pleno emprego, ou seja, um nível baixo de desemprego só seria possível às custas

2 Cf. Phillips (1958). A rigor, o assunto havia sido abordado três décadas antes em Fisher (1926).

de inflação. Portanto, haveria um claro conflito entre os objetivos de pleno emprego e estabilidade de preços, o que até então era desconhecido por clássicos e keynesianos.

Além disso, na formulação de Phillips a existência de desemprego era consistente com um equilíbrio keynesiano, explicado tanto por uma deficiência da demanda efetiva como por problemas friccionais e estruturais no mercado de trabalho. Assim, as deficiências neste mercado são capazes de gerar simultaneamente excesso de oferta e de demanda de mão-de-obra [3] e, desde que os excessos se igualem, o mercado está em equilíbrio estável, apesar do desemprego.

As versões sobre a "curva de Phillips" são inúmeras, e a literatura a respeito é das mais abundantes. [4] As versões mais aceitas atualmente diferem em muitos aspectos do raciocínio original de Phillips. [5] Ao contrário de Phillips e de outros, uma dentre as diversas versões modernas admite que o funcionamento no mercado de trabalho é explicado pelo salário real ou, mais precisamente, pela mudança no salário nominal e pelas expectativas de inflação. [6] A taxa observada de inflação pode diferir das expectativas e, se os salários nominais permanecem constantes entre negociações e dissídios coletivos, o salário real observado tende a diferir do salário real esperado. Esta discrepância é o elemento básico que explica o *trade-off* entre inflação e desemprego a curto prazo.

Na formulação monetarista mais conhecida [Friedman (1969)], o *trade-off* é transitório, pois resulta de ilusão monetária e/ou incapacidade de reação dos trabalhadores a curto prazo. A longo prazo, o *trade-off* é nulo, com a curva de Phillips constante e vertical, na chamada "taxa natural de desemprego", interceptando o mapa de sucessivos *trade-offs* de curto

3 Em outras palavras, o número de desempregados em busca de emprego iguala o número de vagas não preenchidas em outros lugares ou ocupações. O desemprego friccional seria positivo e, mesmo assim, o mercado estaria em equilíbrio.

4 Tão extensa que seria impraticável uma revisão da literatura no momento. Por mais longa que fosse a lista de referências, certamente seria omitida alguma contribuição importante.

5 Cf., por exemplo, Lipsey (1960).

6 Cf. Friedman (1969), Laidler (1974) e Phelps (1967). A principal diferença entre Friedman e Phelps é que o primeiro imputa às expectativas de inflação o principal papel do funcionamento do mercado de trabalho, enquanto o segundo enfatiza as expectativas dos aumentos salariais.

prazo no ponto em que as expectativas igualam a inflação observada.[7] Uma interpretação alternativa [Contador (1977)] permite simplificar o raciocínio, reunindo todas as curvas de curto prazo numa só, sendo o *trade-off* definido entre a taxa de inflação não-esperada e a capacidade ociosa. Nesta versão, resumida no Gráfico 1, o dilema a curto prazo é visto na curva *UU*, enquanto a longo prazo ele resume-se no ponto *A*, correspondente à taxa natural de ociosidade h^*.

Outros economistas, como Solow (1969), Tobin (1972), Perry (1970) e Gordon (1971), sustentam que o *trade-off* a longo prazo não é necessariamente nulo, embora seja bem mais inelástico do que o de curto prazo. Para Solow, por exemplo, os agentes econômicos revisam suas expectativas inflacionárias, mas de forma incompleta, ou seja, sempre persiste uma certa dose de ilusão monetária que permite a existência de um *trade-off* permanente entre inflação e renda real. Note-se que no enfoque de Friedman tal *trade-off* permanente não existe, uma vez que a expectativa e a inflação efetiva são iguais a longo prazo. Gordon, por outro lado, mostra que, mesmo na ausência de ilusão monetária a longo prazo, pode persistir um *trade-off* permanente, à medida que a diferença entre o salário líquido recebido e o custo para o empregador e outras variáveis modificam-se com a inflação. Porém, qualquer que seja o enfoque, quer de Friedman, Solow, Tobin ou Gordon, o *trade-off* a longo prazo será necessariamente muito mais modesto (ou nulo) do que o de curto prazo, o que deve ser lembrado tanto na tentativa de reduzir o nível de desemprego como nos casos opostos, ou seja, de reduzir as pressões inflacionárias na economia.

No passado, os estudos empíricos favoreciam a hipótese da curva de Phillips no Brasil,[8] mas hoje a validade de sua versão monetarista é colocada em dúvida.[9] Vejamos o que dizem as evidências empíricas com dados

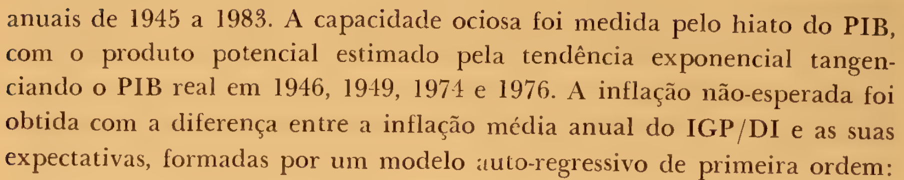
7 A conclusão de Friedman quanto ao *trade-off* nulo a longo prazo é apontada como um resultado lógico da sua hipótese de inexistência de ilusão monetária a longo prazo. Entretanto, mesmo aceitando a hipótese de que as inflações esperada e observada igualam-se a longo prazo, é possível obter um *trade-off* significativo, se outras variáveis se modificam.

8 Análises empíricas da curva de Phillips convencional são encontradas em Lemgruber (1973 e 1974) e Contador (1977).

9 Uma revisão crítica dos trabalhos citados na nota de rodapé anterior é apresentada em Lopes (1982).

Gráfico 1

O *TRADE-OFF* ENTRE A INFLAÇÃO NÃO-ESPERADA E A CAPACIDADE OCIOSA



anuais de 1945 a 1983. A capacidade ociosa foi medida pelo hiato do PIB, com o produto potencial estimado pela tendência exponencial tangenciando o PIB real em 1946, 1949, 1974 e 1976. A inflação não-esperada foi obtida com a diferença entre a inflação média anual do IGP/DI e as suas expectativas, formadas por um modelo auto-regressivo de primeira ordem:

$$\underset{(6,94)}{(1 - 0,8985\ L)} \frac{\Delta P}{P}(t) = \underset{(1,05)}{0,0694} + u(t) \qquad (1)$$

$$\bar{R}^2 = 0,682,\ \sigma_u^2 = 0,0108 \text{ e } Q^2 = 9,6$$

onde $\Delta P/P$ representa a taxa de inflação média anual, medida pelo IGP/DI, L é o operador-retardo, ou seja, $X(t-i) = L^i X(t)$, e os valores entre parênteses são a estatística de Student.

A forma mais simples de estimar a curva de Phillips corresponde à decomposição da taxa corrente de ociosidade h em dois componentes um relativo à taxa natural h_o e o outro decorrente do efeito da inflação não-esperada:

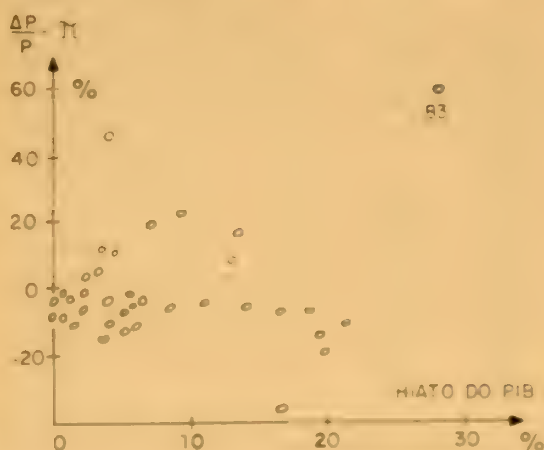
$$h(t) = h_o + \alpha \left[\frac{\Delta P}{P}(t) - \Pi(t) \right] \tag{2}$$

onde Π corresponde à expectativa de inflação e α é a inclinação da curva de Phillips ($\alpha < 0$).

O Gráfico 2 mostra que os pontos estão dispersos por uma área ampla sem nenhuma tendência definida, sendo que o ano de 1983 é claramente atípico. A correlação simples entre as duas séries anuais para o período 1946/83 é + 15% e, excluindo 1983, cerca de − 30% (valores não significativamente diferentes de zero), ou seja, uma análise compreendendo um longo horizonte não confirma o *trade-off* entre capacidade ociosa e inflação não-esperada. Poderia ser alegado que estes resultados decorrem de deficiências das estatísticas utilizadas. Afinal, o hiato do PIB construído da forma descrita pode não representar adequadamente a capacidade ociosa na economia, o mesmo podendo ser dito quanto às expectativas

Gráfico 2

O *TRADE-OFF* ENTRE A INFLAÇÃO NÃO-ESPERADA E O HIATO DO PIB NO BRASIL - PERÍODO 1946/83



inflacionárias mensuradas por um processo auto-regressivo de primeira ordem. Porém, este teste está disponível a outros métodos de mensuração, sendo difícil acreditar que outra análise forneça pontos dispostos ou mais concentrados em torno de uma curva do tipo *UU* no Gráfico 1, como recomenda a visão convencional.

A Tabela 1 reproduz o ajuste da expressão (2) com dados anuais para vários períodos. A instabilidade das estimativas do *trade-off* — visualizada tanto pelo baixo coeficiente de correlação como pela magnitude e pelo sinal dos parâmetros — sugere que a curva de Phillips desloca-se ao sabor de outras variáveis. A simples exclusão de 1983 é suficiente para modificar o sinal do parâmetro α do *trade-off,* como mostram as regressões 1 e 2 e 7 e 8. A presença de correlação serial nos resíduos sugere inclusive a omissão de variáveis importantes.

Em resumo, não é possível concluir em favor da estabilidade do *trade-off* entre inflação e capacidade ociosa, tanto em termos do hiato natural como em relação à inclinação da curva. Além disto, como os parâmetros parecem modificar-se de forma imprevisível, as estimativas têm pouco valor para a política econômica. Esta constatação não significa, porém, que o *trade-off* não exista. Na ausência de choques de oferta, é de se esperar que

TABELA 1

O trade-off *convencional entre a inflação não-esperada e o hiato do PIB no Brasil* — $h = h_0 + \alpha \left(\frac{\Delta P}{P} - \Pi \right)$

#	Períodos	h_0	α	$\bar{R}^2$	F	Erro-padrão	DW
1	1946/83	7,304* (6,11)	0,029 (0,41)	0,023	0,170	7,37	0,44
2	1946/82	6,495* (6,23)	—0,142 (—1,85)	0,063	3,433	6,29	0,42
3	1946/63	3,736* (6,68)	0,121* (2,25)	0,193	5,066	2,35	1,44
4	1963/74	11,345* (6,02)	—0,212 (—1,72)	0,152	2,967	6,13	0,70
5	1963/83	10,640* (5,72)	—0,014 (– 0,16)	0,051	0,026	8,48	0,50
6	1963/82	9,584* (6,46)	—0,218* (—2,41)	0,202	5,827	6,63	0,41
7	1974/83	5,402 (1,60)	0,166 (1,22)	0,052	1,494	9,44	0,96
8	1974/82	5,829 (2,37)	—0,126 (—0,89)	0,027	0,792	6,86	0,72

OBS: Os valores entre parênteses representam a estatística *t* de Student. Os parâmetros assinalados com um asterisco são significativamente diferentes de zero ao nível de 5%.

um drástico combate à inflação gere queda no crescimento do produto real e que, da mesma forma, um aumento na taxa de crescimento do produto motivado por pressões de demanda eleve a taxa de inflação. A questão é como evitar que no decorrer do processo de ajuste ocorram choques de oferta.

3 — Os deslocamentos da demanda e oferta agregadas

3.1 — O modelo

Recente estudo [Contador (1980)] mostrou que as fases de "crescimento elevado com inflação declinante" e de "crescimento modesto com inflação crescente" devem ser também incorporadas às fases de relação inversa entre inflação e desemprego descritas no enfoque da curva de Phillips. Além disto, as fases estão dinamicamente interligadas, de tal forma que não tem sentido estabelecer *a priori* que o combate à inflação gera necessariamente uma queda no crescimento econômico ou que o crescimento acelerado do PIB causa inflação. Tudo depende da fase cíclica em que a economia se encontra e do tipo de choque a que foi submetida.

No Gráfico 3, a curva de demanda agregada está representada por DD, com inclinação negativa, e a curva de oferta por SS, com inclinação positiva. À medida que a economia aproxima-se do pleno emprego, identificado por y^P, a curva de oferta torna-se cada vez mais inelástica.[10] Em condições de equilíbrio, subentendendo-se aí que os efeitos de todo e qualquer distúrbio de demanda ou choque de oferta já foi absorvido, o produto observado é y^f, identificado como o produto "natural". A diferença entre y^P e y^f representa a "capacidade ociosa natural" da economia ou o "hiato natural".

Fatores que estimulam o dispêndio agregado, como a política monetária, os gastos públicos, etc., deslocam a demanda agregada para $D'D'$. Dependendo da inclinação da oferta, os deslocamentos da demanda têm efeitos diferenciados no produto real e nos preços. Nas condições descritas no Gráfico 3, o deslocamento de DD para $D'D'$ aumento o produto real para

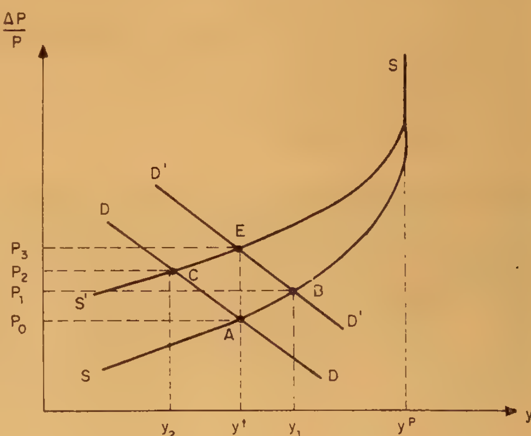
10 Uma descrição mais detalhada é encontrada em Contador (1982).

y_1 (ou seja, a taxa de crescimento de y^t para y_1 é maior do que o crescimento histórico $\dot{y}_n$), a ociosidade geral diminui de $y^p - y^t$ para $y^p - y_1$ e a inflação aumenta para P_1.

Por outro lado, partindo ainda do equilíbrio inicial A, choques de oferta, como quebra de safras, reajustes salariais reais acima de ganhos de produtividade, aumentos nos preços reais de insumos, etc., deslocam a oferta agregada para cima, de *SS* para *S'S*. Considerando a demanda agregada *DD*, os choques de oferta causam uma inflação P_1 maior do que a esperada P_0 e uma queda do produto real de y^t para y_2, ou um crescimento inferior ao histórico $\dot{y}_n$.

Gráfico 3

OFERTA E DEMANDA AGREGADAS



Estes movimentos ocorrem no curto prazo, enquanto a capacidade ociosa e o desemprego diferem da ociosidade natural e a inflação observada é diferente da esperada. A longo prazo, porém, quando os ajustes são completos, as inflações observada e esperada se igualam, enquanto o crescimento do produto real retorna à taxa de equilíbrio $\dot{y}_n$. Apenas variações não-esperadas causam divergências a curto prazo na inflação e no crescimento do produto, respectivamente em relação à expectativa de inflação e ao crescimento histórico do produto real. Por este motivo, este raciocínio é uma generalização do modelo monetarista popularizado por Lucas (1973), Sargent e Wallace (1975), Barro (1976 e 1981) e outros, ampliado aqui para outros efeitos, além da política monetária.

Neste raciocínio, as especificações das equações reduzidas para o crescimento econômico e a taxa de inflação devem atender à condição de que a elasticidade da oferta agregada modifica-se com o nível de ociosidade: quanto mais próximo do produto potencial a economia operar, mais inelástica a oferta. Além disto, o modelo deve incluir os efeitos de choques

de demanda e de oferta. Estas condições são atendidas com as seguintes equações simplificadas:

$$\frac{\Delta y}{y} = \dot{y}_n + a \cdot f(h) \cdot \Delta D - b \cdot [1 - f(h)] \cdot \Delta S \qquad (3)$$

$$\frac{\Delta P}{P} = \Pi + c \cdot [1 - f(h)] \cdot \Delta D + d \cdot f(h) \cdot \Delta S \qquad (4)$$

onde $\dot{y}_n$ é a taxa histórica de crescimento do produto real, $f(h)$ a equação que retrata o formato da curva de oferta no início do período, ΔD as pressões de demanda e ΔS os choques de oferta. Os parâmetros a, b, c e d são positivos. Por definição, a equação $f(h)$ é não-linear e atende às restrições $f(0) = 0$ e $f(1) = 1$.

Alternativamente, a equação (3) poderia ser expressa em termos da capacidade ociosa geral ou do hiato do produto. Utilizando o operador-retardo L, e com o produto real y em logaritmos, obtemos:

$$\frac{\Delta y}{y} = y \cdot (1 - L) \qquad (5)$$

$$\dot{y}_n = y^p \cdot (1 - L) \qquad (6)$$

$$\frac{\Delta y}{y} - \dot{y}_n = -h + h_{-1} \qquad (7)$$

onde h_{-1} é o hiato do produto do período anterior. A expressão (7) mostra que existe uma relação inversa entre o crescimento do produto real e o hiato. Substituindo na expressão (3):

$$h = h_{-1} - a \cdot f(h) \cdot \Delta D + b \cdot [1 - f(h)] \cdot \Delta S \qquad (8)$$

resulta que o hiato corrente é igual ao do período anterior, acrescido dos efeitos dos deslocamentos da demanda agregada e das pressões de custo. É fácil notar que, nas proximidades do pleno emprego, h tende a zero e as expressões aproximam-se de:

$$\frac{\Delta y}{y} = \dot{y}_n - b \cdot \Delta S \qquad (9)$$

$$\frac{\Delta P}{P} = \Pi + c \cdot \Delta D \qquad (10)$$

$$h = h_{-1} + b \cdot \Delta S \qquad (11)$$

ou seja, os deslocamentos da demanda afetam os preços, mas não as quantidades, e, por outro lado, os deslocamentos da oferta afetam as quanti-

dades, mas não os preços. No outro extremo, no caso de desemprego maciço, $f(h)$ aproxima-se de 1, e obtemos:

$$\frac{\Delta y}{y} \cong \dot{y}_n + a \cdot \Delta D \tag{12}$$

$$\frac{\Delta P}{P} \cong \Pi + d \cdot \Delta S \tag{13}$$

Em qualquer condição $(0 \leqslant f(h) \leqslant 1)$, na ausência de choques reais e de deslocamentos da demanda, o crescimento do produto real é simplesmente a taxa histórica $\dot{y}_n$, a inflação é igual à sua expectativa Π e a ociosidade é igual à do período anterior.

Naturalmente, na prática não devemos encontrar as condições limites, mas o modelo acima abrange os casos mais gerais. Por exemplo, a curva de Phillips convencional com o dilema entre inflação e desemprego (ou crescimento econômico) corresponde a um mundo sem choques de oferta $(\Delta S = 0)$, onde, operando com as equações, obtemos:

$$\frac{\Delta y}{y} - \dot{y}_n = \frac{a\ f(h)}{c[1 - f(h)]} \cdot \left(\frac{\Delta P}{P} - \Pi\right) \tag{14}$$

ou seja, a inflação não-esperada está positivamente associada à taxa de crescimento econômico acima do crescimento histórico, ou negativamente relacionada à ociosidade geral:

$$h = h_{-1} - \frac{a\ f(h)}{c[1 - f(h)]} \cdot \left(\frac{\Delta P}{P} - \Pi\right) \tag{15}$$

que corresponde à versão usual da curva de Phillips.

Neste raciocínio, não há lugar para pressões autônomas predominantemente de custo, pois o enfoque pressupõe deslocamentos apenas da demanda agregada sobre uma dada curva de oferta, considerada constante. Assim, os deslocamentos da demanda agregada de *DD* para *D'D* no Gráfico 3 geram no curto prazo, simultaneamente, maiores pressões inflacionárias, menor ociosidade (desemprego) e maior taxa de crescimento econômico. Por outro lado, uma política bem-sucedida de combate à inflação impõe deslocamentos na demanda agregada para a esquerda. A queda na inflação é vista como inevitável e ao preço de maior ociosidade, ou seja, um sacrifício temporário na taxa de crescimento do produto real. Em todo este raciocínio, a curva de oferta agregada permanece estável e inalterável na posição *SS*.

No entanto, as conclusões são bem diversas se a curva de oferta agregada sofre deslocamentos. Choques de oferta como a crise do petróleo, quebra de safras agrícolas e aumentos autônomos nos preços reais de fato-

res têm o efeito de deslocar a curva de oferta para cima. Com deslocamento apenas de oferta, ou seja, $\Delta S > 0$ e $\Delta D = 0$ nas equações (3), (4) e (8), temos:

$$\frac{\Delta y}{y} - \dot{y}_n = - \frac{b\,[1 - f(h)]}{d\,f(h)} \cdot \left(\frac{\Delta P}{P} - \Pi\right) \qquad (16)$$

O *trade-off* entre inflação e crescimento econômico é negativo, ou positivo entre inflação e desemprego, o contrário do que a curva de Phillips postula. Ainda no caso de choques de oferta, sendo $\Delta D = 0$ e $\Delta S > 0$ na expressão (8), o desemprego atual aumenta. No período seguinte, mesmo na ausência de novos choques ($\Delta S = 0$) e deslocamentos da demanda ($\Delta D = 0$), a taxa de ociosidade permanece igual à do período anterior aumentada pelo choque de oferta.

Em resumo, a questão sobre o realismo de cenários é predominantemente empírica, e as equações (3), (4) e (8) – onde as variações de demanda e dos choques de oferta figuram multiplicadas por uma função de desemprego – são suficientemente gerais para explicar uma gama variada de condições. Daí a afirmativa de que o modelo fornece uma versão mais ampla da relação entre crescimento econômico, desemprego e inflação.

Quando os deslocamentos da aferta são induzidos e precedidos por deslocamentos da demanda agregada, o modelo acima não mostra todas as fases do ajuste.

Seja, por exemplo, o deslocamento da oferta induzido pela inflação do período anterior, como geralmente ocorre com o reajuste de preços de insumos:

$$\Delta S = s\left(\frac{\Delta P}{P_{-1}}\right) \qquad (17)$$

onde $s' > 0$. Com esta hipótese, os deslocamentos ΔS desaparecem do modelo e o elemento propagador de mudanças no crescimento real do produto, na inflação e na taxa de ociosidade resume-se nos deslocamentos da demanda ΔD:

$$\frac{\Delta y}{y} = \dot{y}_n + a\,f(h) \cdot \Delta D - b\,[1 - f(h)]\,s\left(\frac{\Delta P}{P_{-1}}\right) \qquad (18)$$

$$\frac{\Delta P}{P} = \Pi + c\,[1 - f(h)]\,\Delta D + d\,f(h)\,s\left(\frac{\Delta P}{P_{-1}}\right) \qquad (19)$$

$$h = h_{-1} - a\,f(h)\,\Delta D + b\,[1 - f(h)]\,s\left(\frac{\Delta P}{P_{-1}}\right) \qquad (20)$$

Se a expressão (17) não for estável — o que significa dizer que as regras de reajustes de salários, os efeitos climáticos nas safras, etc., não são determinados —, não se pode predizer os efeitos de deslocamentos da curva de demanda na inflação, crescimento econômico e ociosidade. Se a expressão (17) for estável, (19) transforma-se simplesmente numa equação em diferenças finitas. Na exposição gráfica a seguir, é imaginado este segundo caso.

Consideremos um deslocamento da demanda agregada de *DD* para *D'D'* no Gráfico 3. O aumento da inflação de P_0 para P_1 e a queda na ociosidade estão associados a mudanças nos preços relativos (no caso, um aumento nos preços dos bens e serviços finais relativo ao dos fatores de produção). No período seguinte haverá um ajuste nos preços dos fatores, causado pela indexação (formal ou induzida pelo mercado), e a oferta agregada desloca-se para cima, de *SS* para *S'S*. A inflação cresce para P_3 e o hiato retorna ao nível normal $y^P - y^t$.

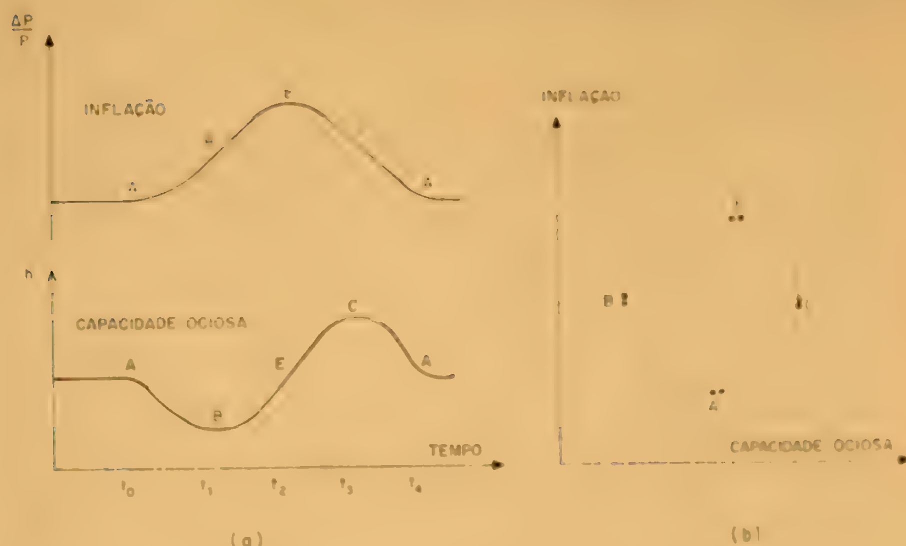
Se o governo não aceita esta taxa de ociosidade por considerá-la elevada demais, só terá condições de reduzi-la com novos deslocamentos da demanda agregada, e assim mesmo temporariamente. Eventualmente, a inflação torna-se insuportável, e o governo adota medidas restritivas, deslocando a demanda agregada para baixo, de *D'D'* para *DD*, gerando uma queda na inflação e maior desemprego, até que os custos de produção passam a ser ajustados a uma taxa menor. No final do processo, nas condições simplificadas do Gráfico 3, a economia retorna ao ponto *A* com inflação P_0 e a ociosidade natural h^* $(= y^P - y^t)$.

O significado destes movimentos em termos de trajetórias no hiato e inflação está reproduzido no Gráfico 4. Na parte *a* do gráfico, o tempo está representado no eixo horizontal, enquanto a inflação e a taxa de ociosidade agregada aparecem no eixo vertical. Para facilitar a compreensão, os mesmos pontos de equilíbrio do Gráfico 3 estão assinalados na parte *a*. O movimento conjunto das duas variáveis está descrito na parte *b*, onde o processo de ajuste assume uma trajetória circular com pressões no sentido dos ponteiros do relógio.

O modelo diferencia-se da versão convencional da curva de Phillips em vários aspectos. Primeiro, a existência e o sentido da relação entre inflação e desemprego são questões bem mais complexas do que simplesmente aceitar ou rejeitar *in totum* a curva de Phillips. Segundo, choques de oferta podem deslocar permanentemente a ociosidade natural da economia. E, terceiro, a estratégia de combate à inflação e/ou reativação do crescimento econômico deve sempre considerar a fase cíclica em que a economia se encontra.

Gráfico 4

OS MOVIMENTOS DA INFLAÇÃO E A CAPACIDADE OCIOSA



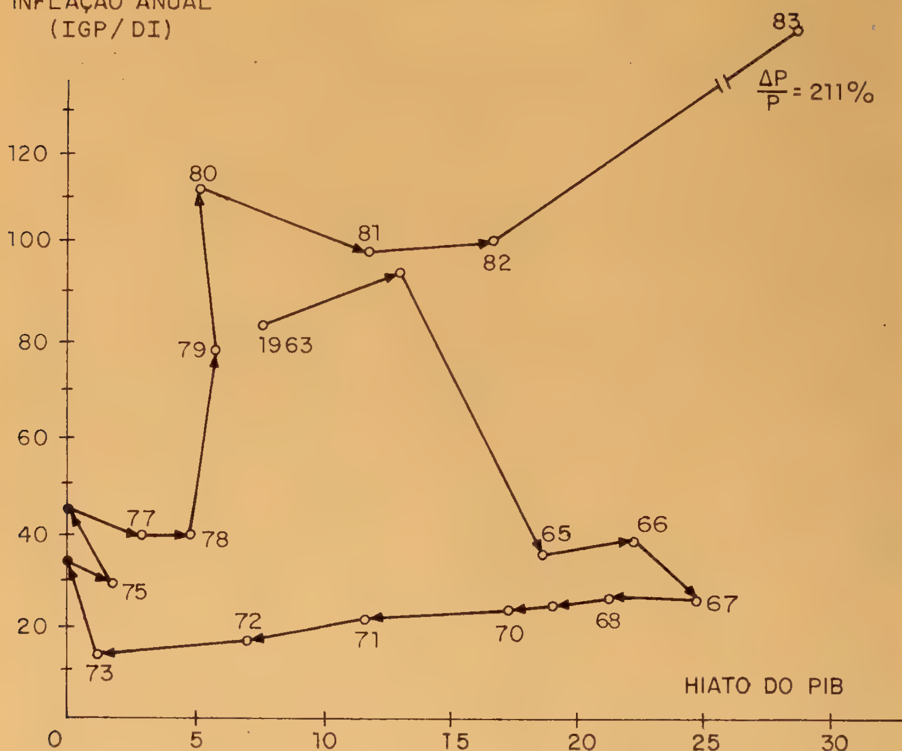
3.2 — As evidências empíricas

3.2.1 — Os resultados para o Brasil

A hipótese de que os deslocamentos da oferta são induzidos apenas pelos efeitos observados na taxa de inflação é rejeitada na prática. Sempre existe um componente autônomo nos deslocamentos da oferta — os chamados choques. Também não é possível aceitar a estabilidade no tempo da expressão (17). Consequentemente, a estimação empírica do modelo deve considerar as equações (3), (4) e (8). Infelizmente, não dispomos de séries históricas confiáveis sobre desemprego no Brasil, razão por que somos forçados a utilizar a medida do "hiato do PIB", uma aproximação empírica para o conceito de capacidade ociosa geral da economia. O Gráfico 5 combina as séries do hiato do PIB e a taxa média de inflação (IGP-DI) para o Brasil no período pós-1963, sendo bem visível o movimento circular das variáveis no sentido dos ponteiros do relógio. Os desvios em relação ao círculo perfeito do Gráfico 4 decorrem dos choques de oferta e deslocamentos da demanda, não interpretados devidamente e internalizados no

Gráfico 5

INFLAÇÃO E CAPACIDADE OCIOSA NO BRASIL - PERÍODO PÓS-1963



modelo. O mesmo pode ser dito com as evidências para outros períodos, com o crescimento do custo de vida no Rio de Janeiro, no Gráfico 6.

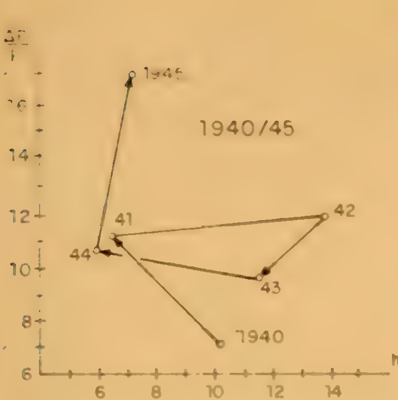
Utilizando o Gráfico 5 como exemplo, podemos aclarar a discussão infrutífera sobre o grau de "competência" de governos.[11] Antes de 1981, as preocupações da sociedade esbarravam na escolha entre dois males: uma inflação inquietante e fora de controle ou a ameaça da recessão econômica,

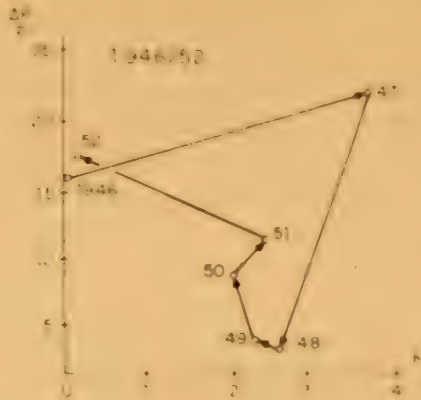
[11] Os aspectos a seguir foram explorados anteriormente em Contador (1980).

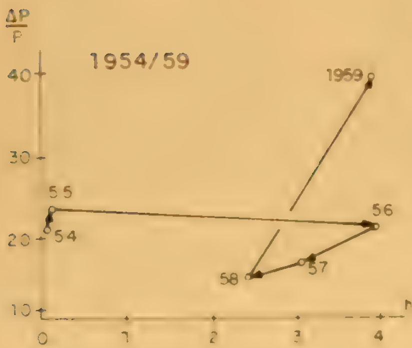
Gráfico 6

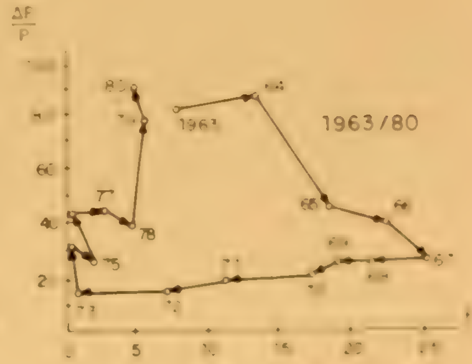
INFLAÇÃO E CAPACIDADE OCIOSA NO BRASIL EM VÁRIOS PERÍODOS

(INFLAÇÃO MEDIDA PELO ÍNDICE DE CUSTO DE VIDA DO RIO DE JANEIRO)









com a inevitável mazela de falências e maior desemprego urbano. Mesmo antes da crise atual, duas soluções antagônicas eram imaginadas: combater a inflação com maior controle da demanda agregada — a receita imputada aos monetaristas e adotada intermitentemente entre 1974 e 1979 — ou reduzi-la sem maiores danos à atividade econômica — fórmula "desenvolvimentista" adotada no segundo semestre de 1979 e de agrado, na época,

de empresários e trabalhadores. Os proponentes da primeira solução chamavam atenção para as taxas alarmantes de inflação e sugeriam que apenas remédios drásticos seriam eficazes. Apontavam ainda que a inflação de 1963/64 só foi reduzida às custas do tratamento recessivo que perdurou até 1967. Os adeptos da segunda solução lembravam, por sua vez, a necessidade de criar quase dois milhões de novos empregos anualmente, e que o Brasil, com todo o seu potencial e anseios, não podia aceitar a recessão. O reparo a ser feito neste ponto é que o termo "recessão" é geralmente interpretado de forma diferente pelos dois lados. Os que propunham medidas mais rigorosas tinham em mente reduzir a taxa de crescimento da economia, mas não torná-la negativa. O termo mais apropriado seria "desaquecimento". Como a taxa histórica de crescimento situa-se em torno de 7% ao ano, existe um amplo espaço para desaquecer a economia sem gerar taxas negativas de crescimento.

Para desautorizar o raciocínio monetarista, os proponentes do combate "indolor" à inflação podiam também evocar a experiência brasileira, agora do período 1968/73, com uma forte evidência de que é possível crescer em ritmo acelerado e, simultaneamente, reduzir a inflação. Afinal, entre 1968 e 1973 a taxa média de crescimento real do Produto Interno Bruto alcançou 11,5% ao ano, enquanto o crescimento anual dos principais índices de preço oscilou entre 14 e 20%. E o período pós-1973 seria um novo reforço ao raciocínio, pois outra vez inflação e crescimento econômico estiveram inversamente associados: a inflação tornou-se crescente, enquanto o PIB passou a crescer a taxas mais modestas, culminando com a explosão inflacionária e as taxas negativas de crescimento econômico pós-1981. Portanto, hoje muitos são levados a crer que a expansão da oferta física é o melhor remédio para combater a inflação, bastando para tal estímulos adequados à demanda agregada.

O ponto desagradável deste raciocínio é a dúvida que lança sobre a "competência" dos governos que optam pelo combate à inflação através do desaquecimento. Afinal, se é possível reduzir a inflação sem maiores custos sociais, é, no mínimo, uma temeridade adotar medidas recessivas violentas. Mas é claro que a questão nem sempre se resume em maior ou menor competência de governos e ministérios. Muitos outros dilemas e compromissos políticos estão também em jogo, e as condições econômicas não permanecem inalteradas ao longo do tempo. Por isso, já que a experiência pós-1963 parece fornecer argumentos para os dois lados e dado o forte apelo normativo da questão, é importante buscar explicações mais completas.

O modelo exclui, por simplicidade, uma série de outros fatores atuantes, tais como a conjuntura internacional, as condições de comércio mundial, as pressões políticas domésticas, etc. Algumas vezes estes aspectos predominam e desviam as trajetórias dinâmicas da inflação e da capacidade ociosa dos rumos previstos pelo modelo. Mais adiante retornaremos a este ponto.

3.2.2 — A experiência internacional

As evidências para outros países parecem também conformar-se com as trajetórias descritas pelo modelo. Os Gráficos 7 a 10 reproduzem uma ampla variedade de experiências,[12] desde países com economias regidas predominantemente pelo mercado até economias com administração centralizada, países propensos à inflação e ao desemprego, desenvolvidos e em desenvolvimento, conturbados ou estáveis politicamente, etc.

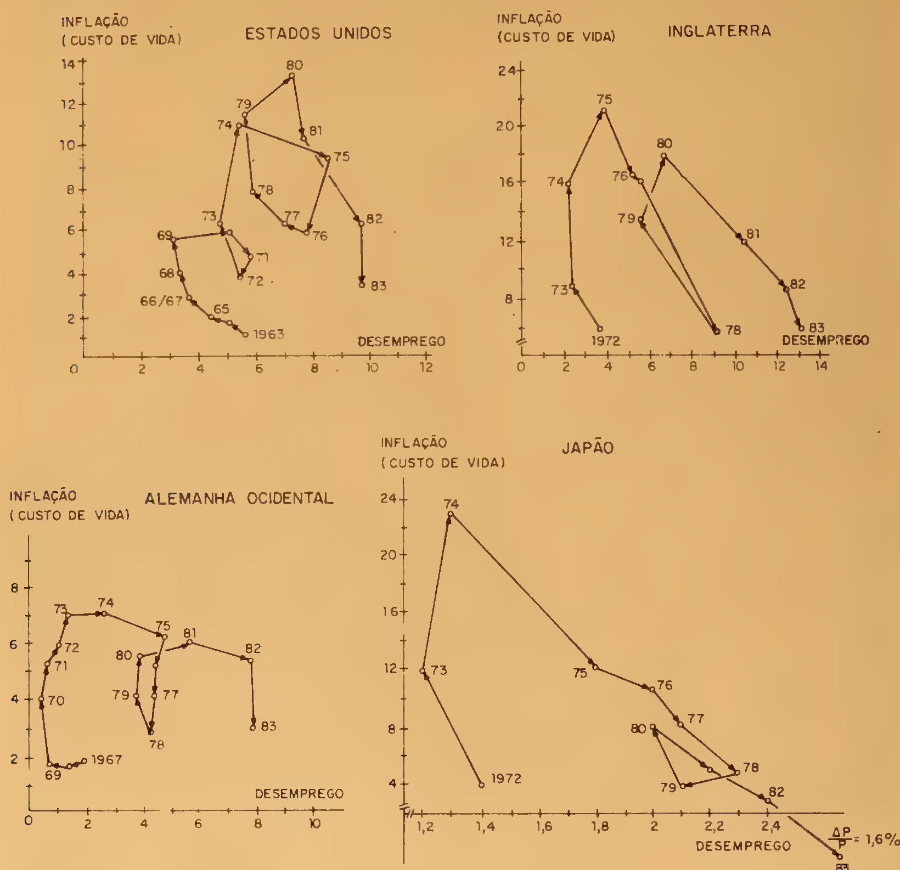
Nos Estados Unidos, os movimentos espirais crescentes estavam conduzindo a economia ao pior dos mundos, com inflação e desemprego em expansão. A adoção da "*reaganomics*" foi uma tentativa bem-sucedida para os Estados Unidos (e catastrófica para os demais países) no sentido de estancar a aceleração de preços, ao preço temporário de maior desemprego. Na Europa (Inglaterra, Alemanha Ocidental, Bélgica, França e Holanda) o combate à inflação foi realizado às custas de maior desemprego, e as espirais são no sentido horizontal para a direita. O Japão seria um exemplo de economia com baixo desemprego, estando desde 1974, após o primeiro choque do petróleo, com políticas de estabilização coerentes com a curva de Phillips convencional. A experiência do Canadá é um misto de influência dos Estados Unidos e da Europa.

Para os países latino-americanos, o processo circular de ajuste é menos nítido, porém as pressões ocorrem no sentido esperado. Na Argentina, Costa Rica e Peru, a tendência desde o início da década de 70 é no sentido de crescente inflação e ociosidade. A Colômbia, por sua vez, aponta um modelo de ajuste *sui generis*, com movimentos no sentido dos ponteiros do relógio porém caminhando, até o início da década de 80, para a esquerda. Israel, uma economia com características distintas dos demais

12 As estatísticas foram extraídas de *International Financial Statistics*, do FMI. Para os países em que os dados de desemprego não são disponíveis, utilizou-se para o desemprego a medida do hiato do produto real.

Gráfico 7

INFLAÇÃO E DESEMPREGO: A EXPERIÊNCIA INTERNACIONAL



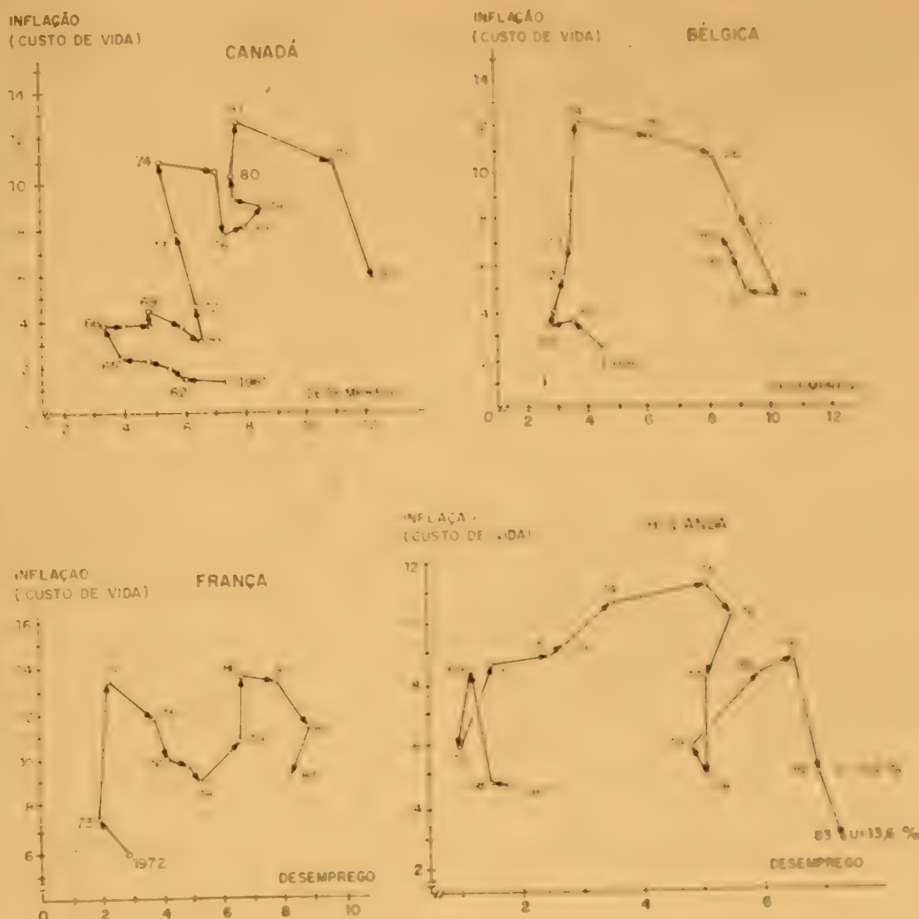
países em desenvolvimento, sofre contudo dos mesmos males de inflação e ociosidade em expansão.

Na área de economias centralizadas, os exemplos da China, Iugoslávia e Hungria são marcantes, e em todos a trajetória de ajuste entre inflação e capacidade ociosa não difere das demais experiências.

Em resumo, até onde as evidências visuais destas economias podem ser consideradas suficientemente fortes, não há como recusar a generalidade do modelo descrito.

Gráfico 8

INFLAÇÃO E DESEMPREGO A EXPERIÊNCIA INTERNACIONAL

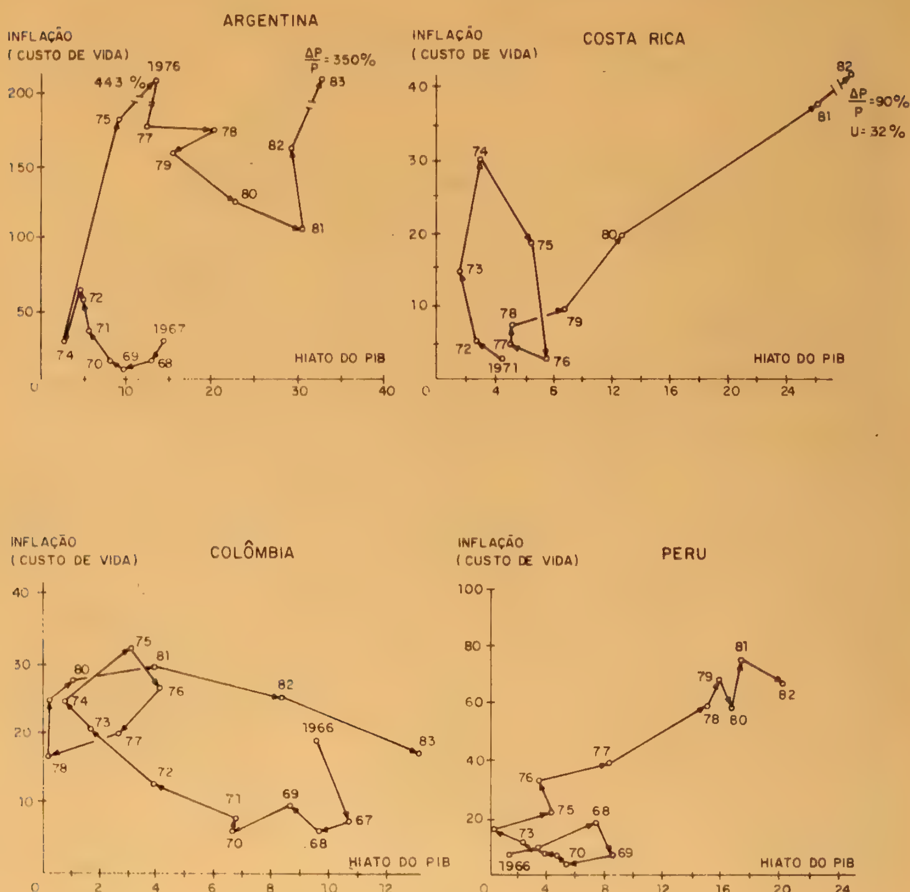


3.2.3 — Estimação empírica do modelo

Evidências visuais podem ser enganosas e não permitem quantificar e isolar os efeitos dos deslocamentos da demanda e oferta agregadas. A estimação empírica do modelo já foi apresentada anteriormente [Contador (1984)], e aqui resumimos os aspectos principais. Como ponto de partida, as equações (3) e (4) prestam-se a testes empíricos, mas exigem antes a

Gráfico 9

INFLAÇÃO E HIATO DO PRODUTO: A EXPERIÊNCIA INTERNACIONAL

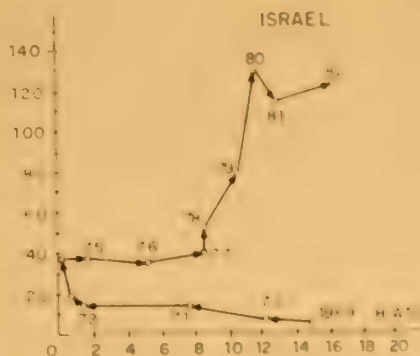


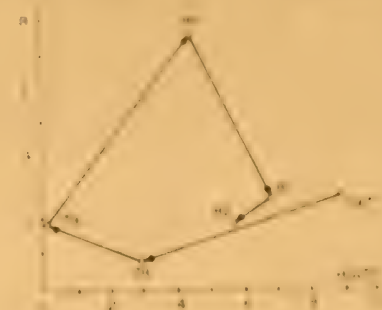
identificação dos deslocamentos ΔD e ΔS. O deslocamento da demanda ΔD envolve a estimação das variações não-esperadas da oferta de moeda e dos gastos públicos, baseados respectivamente na demanda de moeda e no comportamento dos gastos governamentais.

Identificando o estoque de moeda M pelo seu conceito mais simples de meios de pagamentos em milhões de cruzeiros, a renda permanente y^t pela tendência do PIB real e a inflação esperada Π obtida pelo pro-

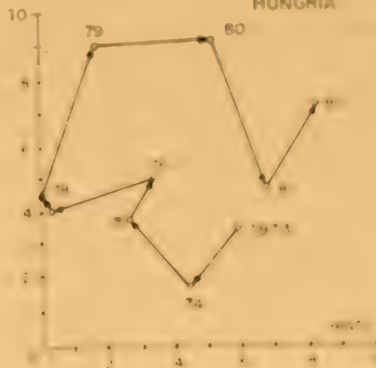
Gráfico 10

INFLAÇÃO E HIATO DO PRODUTO A EXPERIÊNCIA INTERNACIONAL









cesso auto-regressivo (1) do IGP-DI, o melhor resultado para o período 1960/81, numa série de experimentos, foi o seguinte:

$$\text{Log}\,\frac{M}{P}\,(t) = \underset{(9{,}88)}{3{,}5863} + \underset{(11{,}65)}{0{,}8173}\,\text{Log}\,Y'(t) - \underset{(-4{,}50)}{0{,}5229}\,H(t) \qquad (21)$$

$$R^2 = 0{,}936,\ F = 71{,}03,\ DW = 1{,}02 \text{ e } SE = 0{,}146$$

As variações autônomas da política monetária ΔM^* são mensuradas no modelo pelos resíduos da equação (17). A identificação de variações autônomas nos gastos públicos é uma tarefa mais complexa. A falta de informações adequadas sobre os gastos do setor público agregado, abrangendo a União e as empresas estatais, dificulta sobremaneira a mensuração do que seria a variação autônoma nos gastos públicos. Este problema pode ser contornado com a hipótese de que os gastos da União estão fortemente relacionados aos gastos públicos e servem, portanto, como uma variável *proxy*.

A regressão para os gastos da União, em milhões de cruzeiros de 1977, relativa ao período 1960/81 tem o formato extraído de um processo autoregressivo de primeira ordem:

$$\underset{(28{,}42)}{(1 - 0{,}9695\ L)}\ \text{Log}\ \frac{G}{P}\ (t) = \underset{(1{,}18)}{0{,}2866} + u\,(t) \qquad (22)$$

$$\bar{R}^2 = 0{,}973,\ \sigma_u^2 = 0{,}0064\ \text{e}\ Q^2 = 4{,}8$$

e os resíduos formam as variações autônomas dos gastos públicos ΔG^*.

Estratégias voltadas para o controle da demanda agregada devem adotar medidas coerentes de política monetária e de gastos públicos. Porém, dependendo do indicador utilizado, a quantificação de "coerência" não é tão visível. Por exemplo, muitas vezes a política monetária é considerada "apertada" quando a taxa atual de variação da oferta nominal de moeda é inferior à do período anterior. Outras vezes, é sugerido que a quantificação de "aperto" seja baseada na variação em termos reais. Algo semelhante pode ser dito quanto à política fiscal.

O problema é que estes indicadores não retratam o mesmo fenômeno. A Tabela 2 mostra, pelos conceitos de variação autônoma e crescimento nominal, que as políticas monetária e de gastos públicos teriam sido coerentes no período 1960/81, ou seja, quando o objetivo era estimular a demanda agregada nominal, os dois indicadores eram expansivos em variações. No entanto, não podemos afirmar que as medidas de política sejam coerentes (baixa significância) entre si quando identificadas pela variação real. Por sua vez, no período do "milagre", de 1968 a 1973, a consistência das medidas de política econômica só são visualizadas pelas variações autônomas, as que efetivamente fazem sentido.

A coerência da política econômica, medida pela correlação entre as variações autônomas, cria, porém, uma séria dificuldade para a estimativa das equações (3) e (4) no tocante à multicolinearidade. O mesmo acon-

Tabela 2

Coerência[a] de medidas de política econômica

(controle da demanda agregada)

	1	2	3	4	5	6
A — Período 1960/81						
Política monetária						
1 — Variação autônoma[b]	1,000			0,520		
2 — Variação nominal[c]		1,000			0,645	
3 — Variação real[d]			1,000			0,273
Política de gastos públicos						
4 — Variação autônoma[e]	0,520			1,000		
5 — Variação nominal[c]		0,645			1,000	
6 — Variação real[d]			0,273			1,000
B — Período 1968/73						
Política monetária						
1 — Variação autônoma[b]	1,000			0,728		
2 — Variação nominal[c]		1,000			−0,096	
3 — Variação real[d]			1,000			0,162
Política de gastos públicos						
4 — Variação autônoma[e]	0,728			1,000		
5 — Variação nominal[c]		−0,096			1,000	
6 — Variação real[d]			0,162			1,000

[a]Medida pela correlação simples.
[b]Definida com a regressão (21).
[c]Taxa de crescimento nominal.
[d]Variação real em relação ao IGP DI.
[e]Definida com a regressão (22).

tece quando examinamos os choques reais da Tabela 3. A correlação entre algumas variáveis independentes (limitadas pelo retângulo), em particular entre a taxa de câmbio, salários e preços de combustíveis, maior mesmo do que com a taxa de inflação, limita seriamente a estimação empírica.

A solução é construir dois efeitos compostos do deslocamento da demanda e da oferta agregadas. O deslocamento da demanda agregada é obtido pela soma ponderada das variações autônomas das políticas monetária e de gastos:

$$\Delta D = \rho_1 \Delta M^* + (1 - \rho_1) \Delta G^* \qquad (23)$$

onde ρ_1 é o peso a ser obtido num processo de iteração em que o objetivo é minimizar o erro médio da regressão. O deslocamento da oferta agregada, por sua vez, é também a soma ponderada dos choques dos salários,

TABELA 3

Correlação entre choques de oferta — período 1960/81

	1	2	3	4	5	6	7	8
Variações nominais								
1 — Taxa de câmbio	1,000	0,921	0,903				—0,126	—0,369
2 — Salário mínimo	0,921	1,000	0,816				—0,061	—0,526
3 — Preço de combustíveis[a]	0,903	0,816	1,000				0,102	—0,801
Variações autônomas reais[b]								
4 — Taxa de câmbio				1,000	0,718	0,645	—0,002	—0,030
5 — Salário mínimo				0,718	1,000	0,600	0,124	—0,258
6 — Preço de combustíveis[a]				0,645	0,600	1,000	0,224	—0,208
7 — *Produção agrícola*	—0,126	—0,061	0,102	—0,002	0,124	0,224	1,000	—0,034
8 — *Taxa real esperada de juros*	—0,369	—0,526	—0,801	—0,030	—0,258	—0,208	—0,034	1,000

[a]Medido pelo Índice de Preços por Atacado, Oferta Global, Combustíveis e Lubrificantes (coluna 53 da *Conjuntura Econômica*), valores apenas para o período pós-1970.

[b]Exclusive expectativa de inflação.

taxa de câmbio e preço de combustíveis, variáveis com sérios problemas de multicolinearidade:

$$\Delta S = \rho_2 \, \Delta W^* + \rho_3 \, \Delta E^* + \rho_4 \, \Delta F^*_p \qquad (24)$$

onde $\rho_2 + \rho_3 + \rho_4 = 1$.

Os efeitos do crescimento da produção agrícola e da taxa esperada real de juros são estimados diretamente nas equações, uma vez que não apresentam multicolinearidade mais crítica e são de natureza diferente dos demais choques de oferta.

A hipótese de exogeneidade da produção agrícola recomenda que a equação de comportamento (3) exclua o crescimento deste setor. Por definição, o produto não-agrícola y_0 é igual à diferença entre o PIB y e o produto agrícola y_A:

$$y_0 = y - y_A \qquad (25)$$

ou, em termos de taxa de crescimento:

$$\frac{\Delta y_0}{y_0} = \frac{1}{\beta} \frac{\Delta y}{y} - \frac{1 (- \beta)}{\beta} \frac{\Delta y_A}{y_A} \qquad (26)$$

onde $\Delta y_0 / y_0$ é o crescimento do produto não-agrícola, $\Delta y / y$ o crescimento do PIB, $\Delta y_A / y_A$ o da agricultura e β a participação da agricultura no PIB. A equação estimada em seguida refere-se, portanto, ao crescimento do produto não-agrícola.

O critério da estimação não exige que os pesos ρ que minimizam o erro-padrão de crescimento do produto real sejam os mesmos para a taxa de inflação. Para o período 1960-81, as estimativas para os pesos estão reproduzidas na Tabela 4. Uma série de experimentos recomendou que o melhor formato para $f(h)$ em (3) e (4) seria uma equação do segundo grau, onde $f(h) = h(t-1)^2$.

Por imposição, no processo iterativo a soma das variações autônomas de moeda e de gastos é igual a 1, o mesmo ocorrendo com as pressões de custo. Variações correntes são mais importantes do que as defasadas nos deslocamentos da demanda, enquanto as atuais têm maior influência nos deslocamentos da oferta para a explicação do crescimento do produto real. A evidência de que o produto real é mais sensível aos efeitos retardados nos preços relativos, enquanto a inflação o é com relação às mudanças correntes, confirma o argumento marshalliano de que no curto prazo os preços são mais flexíveis do que as quantidades.

A regressão a seguir reproduz o melhor resultado para explicação da taxa de crescimento do produto real não-agrícola no período 1960-81 (a

TABELA 4

Explicação do crescimento do produto real e da inflação: pesos de variações autônomas e choques de oferta[a] *— período 1960/81*

	Crescimento do produto não-agrícola		Inflação não-esperada	
	Corrente	Defasada	Corrente	Defasada
ΔM^*	0,400	—	0,294	0,186
ΔG^*	0,600	—	0,362	0,158
Soma	1,000	—	0,656	0,344
ΔE^*	0,060	0,435	0,283	0,147
ΔW^*	—	0,090	0,270	0,102
ΔP_P^*	—	0,413	0,147	0,050
Soma	0,060	0,938	0,700	0,300

[a]Parâmetros obtidos por um processo de minimização do erro médio quadrático da variável dependente.

correlação serial nos resíduos foi reduzida com o processo de Cochrane-Orcutt):

$$\frac{\Delta y_0}{y_0}(t) = \underset{(5,91)}{0,0675} + \underset{(3,76)}{0,5999}\,[h\,(t-1)^2\,\Delta D^*] - \underset{(-3,77)}{-\,0,257}\,[1 - h\,(t-1)^2]\,\Delta S^* \qquad (27)$$

$$R^2 = 0,524,\ F = 22,01,\ \text{DW} = 1,92 \text{ e SE} = 0,0346$$

onde ΔD^* e ΔS^* correspondem à variação total de pressões correntes e passadas nas curvas de demanda e de oferta, respectivamente, para a explicação do crescimento do produto.

O ajuste da regressão, embora com coeficiente de determinação não muito elevado, pode ser considerado satisfatório, considerando que a variável explicada tem a dimensão de uma taxa. Nos experimentos realizados, a taxa real de juros não demonstrou ser significativa, e por este motivo foi retirada. Segundo a regressão (27), as variáveis de deslocamento da demanda agregada têm um efeito mais importante do que as de variações da oferta. O crescimento natural do produto não-agrícola é aproximadamente 6,7% ao ano. O Gráfico 11 reproduz o ajuste do modelo.

Por outro lado, a regressão para a inflação não-esperada apresenta um ajuste melhor:

$$\frac{\Delta P}{P}(t) - \Pi(t) = \underset{(0,38)}{0,0139} + \underset{(5,36)}{1,1804}\,[1 - h(t-1)^2]\,\Delta D_t^* \; +$$

$$+ \underset{(4,03)}{0,5059}\, h(t-1)^2\, \Delta S_t^* - \underset{(-1,95)}{0,2923}\, \frac{\Delta y_A}{y_A}(t) \qquad (28)$$

$$R^2 = 0,652,\ F = 17,82,\ DW = 1,75 \text{ e } SE = 0,1006$$

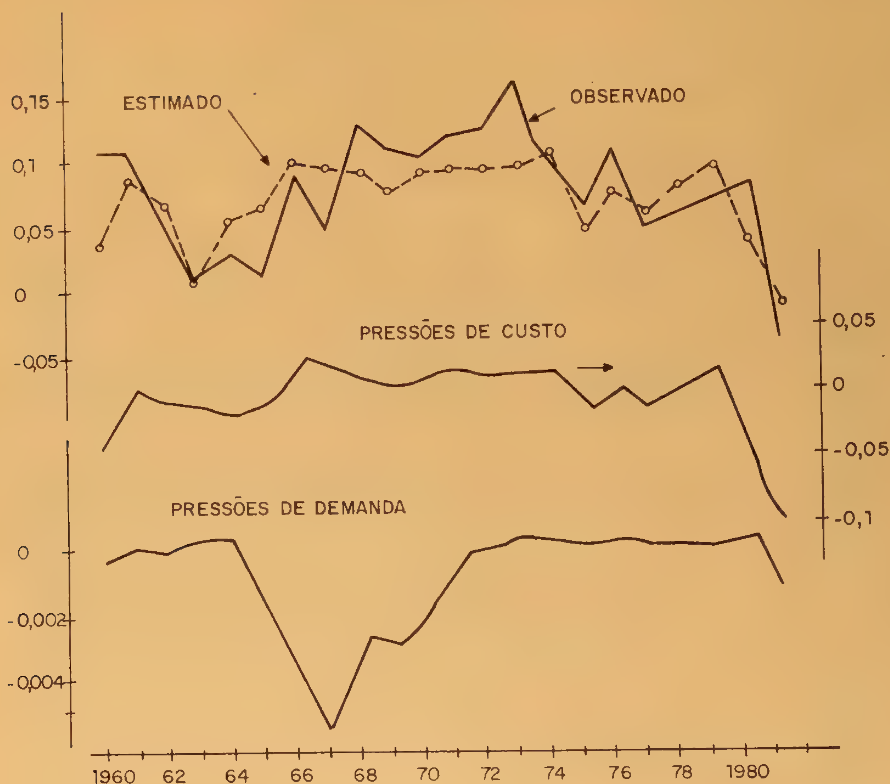
Deve ser enfatizado que o coeficiente de determinação múltipla de 65,2% refere-se à explicação da inflação não-esperada. A qualidade preditiva do modelo é melhor aquilatada utilizando a regressão para o cálculo das estimativas de inflação que fornece um coeficiente de 92,7%. Novamente, o efeito mais importante na explicação da inflação é a demanda agregada. O parâmetro para o crescimento do produto agrícola é significativamente diferente de zero apenas ao nível de 10%, mas tem o sinal esperado e uma magnitude aceitável pelo bom senso. Cada 1% de crescimento do produto agrícola reduz a inflação em cerca de 0,3%, mantidas constantes as demais variáveis. O Gráfico 12 mostra o ajuste do modelo. Efetivamente, nas condições descritas, o controle da demanda agregada teve um papel crucial no combate à inflação no período 1964 a 1967 e também a responsabilidade pelo surto inflacionário pós-1979. O crescimento do produto agrícola tem uma contribuição modesta, com exceção de 1966, mas o baixo nível de significância deste parâmetro não permite conclusões mais taxativas.

A julgar pelos resultados, pode-se concluir que historicamente a principal responsável pelas pressões inflacionárias no Brasil é a demanda agregada, enquanto as pressões de custos afetam mais as quantidades. Portanto, a existência ou não de *trade-off* entre inflação e crescimento econômico é uma questão irrelevante, pois depende da origem do distúrbio: se da demanda ou da oferta agregada.

É interessante observar que os nossos resultados diferem daqueles encontrados por Lara Resende e Lopes (1981), que rejeitam a existência de um *trade-off* significativo entre inflação e desemprego, mesmo quando incluídos choques de oferta. Os presentes resultados confirmam críticas

Gráfico 11

CRESCIMENTO DO PRODUTO REAL NÃO-AGRÍCOLA



anteriores [Contador (1982*b*)] feitas às conclusões de Lara Resende e Lopes, onde agora as regressões (27) e (28) incorporam algumas idéias [Lopes e Lara Resende (1982)] que emergiram do debate.

O desempenho preditivo das duas equações para 1982 e 1983 — períodos não incluídos na estimação dos parâmetros — é apresentado na Tabela 5. O crescimento do PIB real da tabela compreende a variação do produto agrícola e do produto não-agrícola. À primeira vista, os erros parecem elevados, porém deve ser considerada a fase atípica da economia brasileira nos dois períodos.

Gráfico 12

A TAXA DE INFLAÇÃO NÃO-ESPERADA

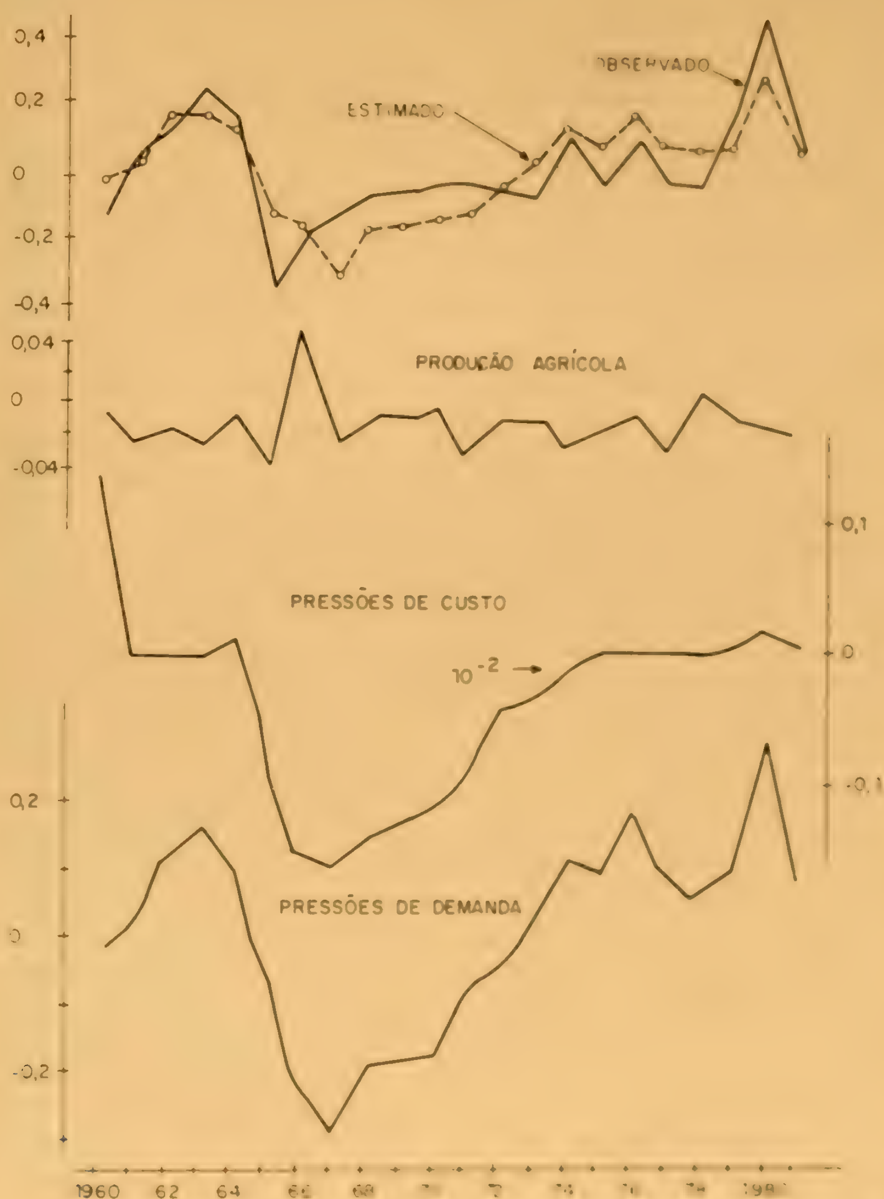


Tabela 5

Desempenho preditivo do modelo

(Em %)

	1982			1983		
	Observado	Previsto	Erro	Observado	Previsto	Erro
Inflação[a] (IGP/DI)	95,4	119,9	+24,5	154,5	119,2	—35,3
Crescimento do PIB	—1,3	—0,6	+0,7	—1,1	—6,4	—5,3
Hiato do PIB	19,7	20,1	—0,4	28,1	30,0	—1,9

[a]Inflação média do ano.

3.3 — As implicações normativas

Recentemente, com o agravamento da crise econômica, emergiram comparações descabidas sobre a "competência" de governos. Em vários aspectos, a qualidade da administração pós-1979 foi colocada em dúvida devido aos resultados econômicos medíocres *versus* o brilhantismo do período 1968/73. Tais comparações são falaciosas, na medida em que se referem a diferentes fases cíclicas da economia, agravada pela alteração exógena de condicionantes externos e domésticos. Este tema já foi objeto de um curto ensaio [Contador (1980)], sendo agora apresentado com mais detalhes. Inclusive o período pós-1980 ajuda a comprovar a validade normativa do modelo.

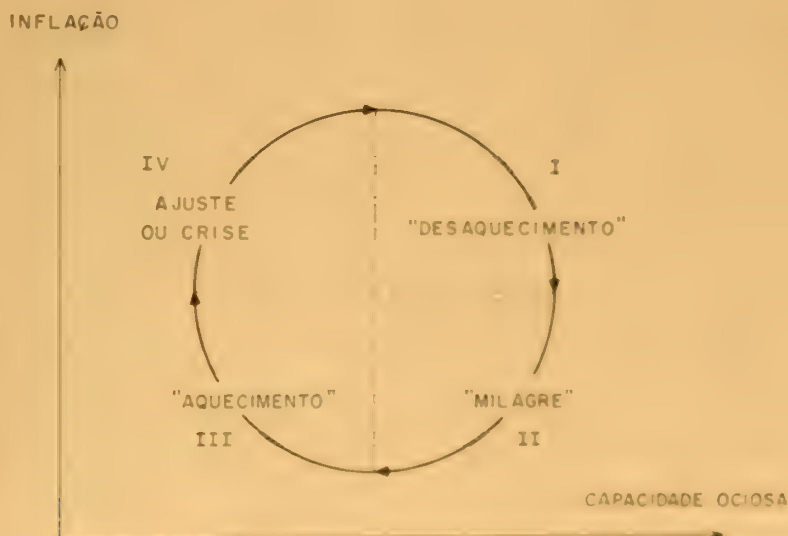
Assumindo estabilidade nas demais variáveis, a trajetória de inflação e desemprego (ou hiato) do produto real descreve um círculo que pode ser dividido em quatro quadrantes, reproduzido no Gráfico 13. Para movimentos antecipados teoricamente no sentido dos ponteiros do relógio, o quadrante I, a nordeste, mostra a fase de desaquecimento, com queda da taxa de inflação e aumento de ociosidade geral da economia. No quadrante II seguinte, a sudeste, observaríamos a fase de queda na inflação e redução na capacidade ociosa. Para a taxa relativamente constante de crescimento a longo prazo, a redução na ociosidade representa um crescimento econômico acima do normal. Esta fase de inflação decrescente e crescimento econômico elevado é um fenômeno pouco aceito pelos economistas ortodoxos e, por violar o raciocínio convencional, causa alguma

perplexidade. O melhor exemplo da sua existência entre nós é o período de "milagre econômico" de 1968 a 1973. O quadrante III, a sudoeste, onde a inflação cresce com a exaustão da capacidade ociosa, corresponde à fase de "aquecimento". E, finalmente, o último quadrante IV, a noroeste, com inflação crescente e ociosidade também crescente, corresponde ou a uma fase de crise econômica ou institucional, como a de 1963/64, ou a uma fase de intensos reajustes de preços relativos.

As evidências empíricas para os diversos países mostraram um formato semelhante ao do Gráfico 13, não deixando dúvidas de que a correspondência entre o sugerido pelo instrumental teórico da política de estabilização e a experiência é suficientemente forte para não ignorarmos as suas várias lições. São várias as implicações normativas para a situação atual. Ainda sem mencionar os outros condicionantes conjunturais, a economia brasileira apresenta, desde 1981, inflação e capacidade ociosa industrial em expansão, ao contrário do início do período 1968/73 (com inflação declinante e elevada capacidade ociosa), ou seja, em termos do Gráfico 13,

Gráfico 13

INFLAÇÃO E CAPACIDADE OCIOSA: AS FASES DE AJUSTE



estaríamos no quadrante IV. Portanto, neste raciocínio parcial, a razão não parece favorecer os monetaristas, que recomendam medidas recessivas para reduzir a taxa de inflação. As origens das atuais dificuldades não estariam localizadas predominantemente nas pressões de demanda, mas sim nos deslocamentos da oferta, e neste aspecto o elevado grau de indexação é certamente um dos fatores mais perversos. As medidas de política deveriam preconizar a redução nos custos de produção, eliminar a indexação rígida, buscar maior eficiência e o aumento da produtividade.

A inclusão de outras variáveis enfatiza ainda mais estas recomendações. Para isto é importante identificar em que aspectos o período atual contrasta com os anteriores. A Tabela 6 reúne algumas das principais variáveis, e poderíamos apontar três condicionantes principais. Em primeiro lugar, relembrando um aspecto já mencionado antes, 1968/73 foi antecedido por uma fase de inflação declinante. Por este motivo, foi fácil manter decrescente e em nível baixo as expectativas de inflação. Atualmente, a inflação é elevada e a indexação generalizada, o que torna difícil convencer a população a revisar para baixo de forma substancial suas expectativas.

Em segundo lugar, na fase 1968/73 foi possível utilizar a capacidade ociosa industrial acumulada em 1966/67 para as exportações, aproveitando uma fase excepcional de crescimento no comércio mundial. Entre 1968 e 1973, o valor total das exportações mundiais cresceu de US$ 215 bilhões para US$ 570 bilhões, a uma taxa média anual de 21,6%. A pequena participação do Brasil no comércio, inferior a 1%, acoplada a todo um aparato de incentivos fiscais, facilidades a exportadores, etc., permitiu que as nossas exportações crescessem à taxa média de 28% ao ano. Os países industrializados atravessavam uma fase de prosperidade que facilitava a colocação dos nossos produtos. Em contraste, o período 1981/84 foi marcado por prospectos pessimistas para a economia mundial, com os principais países optando pela recessão para reduzir as pressões inflacionárias, ampliando o protecionismo e as tarifas comerciais. Isto certamente afeta o Brasil, principalmente o nosso comércio. Ainda que a taxa anual de crescimento do comércio mudial expresso em dólares correntes tenha permanecido ainda elevada após 1978 — cerca de 5% —, a taxa média de inflação reduz o crescimento real para cerca de 5 a 6% ao ano, bem inferior ao do período 1968/73. Além disso, desde 1973 o mundo vem atravessando uma crise de energia, com violentas mudanças nos preços relativos de petróleo e seus derivados, o que dificulta ainda mais um ajuste não doloroso nas economias mais dependentes.

TABELA 6

Fatores marcantes na conjuntura em alguns períodos

	1964/67	1968/73	1977/70	1980 84
A — Brasil				
1 — Inflação (IGP DI)	90% para 25%	25% para 15%	40% para 77%	110% para 230%
Tendência	Declinante	Declinante e estável	Crescente	Crescente
2 — **Crescimento do produto real**				
PIB	2,9% para 4,8%	9% a 11%	5,4% para 6,7%	7,9% para —5%
Indústria	4,7% para 9,8%	11% a 16%	3,9% para 6,6%	7,9% para —10%
Capacidade ociosa	Elevada e crescente	Declinante	Inferior à de 1966 76	Crescente
B — Economia mundial				
1 — Inflação (ao consumidor)	4,5% para 4,3%	4,4% para 9,5%	9,7% para 12,5%	15,8% para 14%
2 — Crescimento do PNB real	6,1% para 3,7%	5,4% para 6,1%	[illegible],2% para 3,6%	2,6% para —2%
3 — **Estados Unidos**				
Inflação (ao consumidor)	1,3% para 3%	4% para 7%	6,5% para 11,3%	13,5% para 8%
Crescimento do PNB real	9,0% para 3%	5% para 9%	4,1% para —1,2%	—0,3% para —2%
4 — **Alemanha Ocidental**				
Inflação (ao consumidor)	2,4% para 2%	1,5% para 6%	3,7% para 4,1%	5,5% para 6%
Crescimento do PNB real	10% para 2%	11,4% para 7,4%	4% para 2%	1,8% para —1,5%
5 — Japão				
Inflação (ao consumidor)	4% para 5%	5,8% para 13%	8% para 3,6%	8% para 3%
Crescimento do PNB real	6% para 19%	Em torno de 18%	5,3% para 5,2%	4,8% para 3%
C — Comércio externo				
1 — Exportações mundiais (US$ bilhões)	150 para 190	215 para 570	1 207,5 a 1 532,4	1 876,6 para 1 [illegible]
Crescimento médio em valor	8,2%	21,6%	12,0%	0,[illegible]
Crescimento médio real	5,6%	15,7%	2,9%	—[illegible]
2 — Exportações brasileiras (US$ bilhões)	1,4 para 1,6	1,8 a 6,2	12,7 a 15,2	20,1 a 24,[illegible]
Crescimento médio em valor	4,[illegible]	[illegible]	9,8%	4,[illegible]
Crescimento médio real	2,1%	[illegible]	0%	[illegible]
3 — **Participação do Brasil**	0,8%	1%	0,9%	1,0% a 1,2%

FONTES: *International Financial Statistics*, do FMI; e FGV.

Finalmente, uma terceira restrição, não atuante na economia brasileira no período 1968/73, diz respeito ao clima de liberdade de negociação e de movimentos trabalhistas. Os reajustes salariais, as reivindicações por melhores condições de trabalho, os aumentos no preço do petróleo e a indexação rígida tornam bastante ingrata a tarefa de reduzir as pressões inflacionárias através do controle da demanda agregada.

Desde 1980 alertava-se [Contador (1980)] para as dificuldades da economia brasileira em escapar da queda futura na taxa média de crescimento do produto industrial. Embora inquietante, esta perspectiva não deveria ter sido ignorada. A redução no ritmo de crescimento econômico teria efeitos menos dolorosos se o governo tivesse optado voluntariamente por este caminho ainda em 1979. O desaquecimento era uma opção política em 1979/80, mas adiado tornou-se uma imposição inevitável das circunstâncias. No fundo, o dilema não era exatamente inflação *versus* recessão, mas sim um desaquecimento incômodo temporário ao invés da recessão severa que atravessamos.

O adiamento da terapia teve o efeito lamentável de deslocar a trajetória de ajuste da inflação e capacidade ociosa para cima. Isto significa que teremos de conviver com taxas elevadas de inflação — na faixa de três dígitos — e desemprego e ociosidade também elevados e crescentes, enquanto perdurar a fase de ajuste e de desaquecimento. Esta perspectiva é desagradável, porém não aceitá-la é cair no mito dos "ajustes indolores" ou então num regime econômico e político centralizado. Se o desafio for encarado realisticamente e as medidas corretas adotadas, será possível fazer retornar a inflação aos níveis históricos de 20 a 40% e a capacidade ociosa ao patamar normal ainda nesta década de 80. Uma decorrência da trajetória de ajuste é uma nova fase de "milagre". Se a lição for bem compreendida, será até possível que esta fase seja encarada com naturalidade, sem maiores ônus e comparações pejorativas para as demais administrações.

4 — Conclusões

Este trabalho discorreu sobre o dilema entre a inflação e o crescimento econômico, nas condições vigentes nesta década de 80. Até recentemente este tema foi tratado dentro da visão da curva de Phillips, pelos monetaristas, ou numa abordagem antagônica, que rejeita a relação inversa entre as duas variáveis.

O modelo descrito procura incorporar ambas as correntes e mostra que a polêmica infrutífera decorre de hipóteses particulares assumidas por cada grupo. Como as restrições e a política econômica modificam-se ao longo do tempo, é natural que, em certos períodos, a relação entre a taxa de inflação e o crescimento dê razão aos proponentes da curva de Phillips e, em outros períodos, aos seus opositores.

As evidências empíricas para o Brasil, em vários períodos, e para outros países parecem confirmar a validade do modelo para uma ampla variedade de economias, industrializadas e em desenvolvimento, regidas predominantemente pelo mecanismo de mercado ou centralizadas. Testes empíricos mais rigorosos para o Brasil complementam a análise, e o modelo estimado apresenta um desempenho preditivo satisfatório para 1982 e 1983, períodos não incluídos na estimação das equações.

As implicações normativas do modelo oferecem várias lições. Em primeiro lugar, não tem sentido qualificar a competência de governos e ministérios apenas com base nos resultados macroeconômicos. É necessário conhecer as condicionantes e os limites do alcance da política econômica em cada momento, e o desempenho de governos — se há interesse nesta tarefa — deve ser baseado nos resultados obtidos em relação aos que eram possíveis, e não aos obtidos por governos anteriores.

Em segundo lugar, as condições vigentes neste início da década de 80 não são favoráveis ao crescimento econômico, desemprego e patamar inflacionário. A fase de ajuste de preços relativos que a economia brasileira atravessa permite prever taxas negativas, ou positivas e modestas, de crescimento econômico para os próximos anos. Permite ainda antecipar que, se as medidas de política econômica forem adequadas no sentido de maior eficiência e liberdade de preços, a capacidade ociosa substancial de hoje poderá ser um fator de taxas elevadas de crescimento econômico no futuro próximo, sem maiores pressões inflacionárias.

Bibliografia

BARRO, Robert J. Rational expectations and the role of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 2:1-39, jan. 1976.

———. Unanticipated money growth and economic activity in the United States. In: BARRO, Robert J. *Money expectations and business cycles: essays in macroeconomics*. New York, Academic Press, 1981.

CONTADOR, Cláudio R. Crescimento econômico e o combate à inflação. *Revista Brasileira de Economia, 31*:131-67, jan./mar. 1977.

———. Recessão ou inflação: as faces do debate. *Conjuntura Econômica,* Rio de Janeiro, *34*:91-5, ago. 1980.

———. *Notas didáticas sobre demanda e oferta agregadas.* Relatório Técnico, 38. Rio de Janeiro, COPPEAD/UFRJ, abr. 1982*a*.

———. Sobre as causas da recente aceleração inflacionária: comentários. *Pesquisa e Planejamento Econômico,* Rio de Janeiro, *12* (2) :607-14, ago. 1982*b*.

———. *A economia brasileira: uma interpretação econométrica.* Versão V. Rio de Janeiro, COPPEAD/UFRJ, mar. 1984.

FISHER, Irving. A statistical relation between unemployment and price changes. *International Labour Review,* pp. 785-92, jun. 1926.

FRIEDMAN, Milton. The role of monetary policy. In: *The optimum quantity of money and other essays.* Chicago, Aldine, 1969.

GORDON, Robert J. Inflation in recession and recovery. *Brookings Papers on Economic Activity,* 1:105-58, 1971.

LAIDLER, David. The Phillips curve, expectations and incomes policy. In: JOHNSON, H. G., e NOBAY, A. R., eds. *Issues in monetary economics.* Londres, Oxford University Press, 1974.

LARA RESENDE, André, e LOPES, Francisco L. Sobre as causas da recente aceleração inflacionária. *Pesquisa e Planejamento Econômico,* Rio de Janeiro, *11* (3) :599-616, dez. 1981.

LEMGRUBER, A. C. A inflação brasileira e a controvérsia sobre a aceleração inflacionária. *Revista Brasileira de Economia, 27,* out./dez. 1973.

———. Inflação: o modelo da realimentação e o modelo da aceleração. *Revista Brasileira de Economia, 28,* jul./set. 1974.

LIPSEY, Richard G. The relationship between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdon, 1861-1957: a further analysis. *Economica, 26*:1-31, fev. 1960.

LOPES, Francisco L. Inflação e nível de atividade no Brasil: um estudo econométrico. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, *12* (3):639-70, dez. 1982.

LOPES, Francisco L., e LARA RESENDE, André. Sobre as causas da recente aceleração inflacionária: réplica. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, *12* (2) :615-22, ago. 1982.

LUCAS, Robert E. Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory*, *4*:103-24, abr. 1973.

PERRY, George L. Changing labor and inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, 1970.

PHELPS, Edmund S. Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time. *Economica*, *34*, ago. 1967.

PHILLIPS, A. W. The relationship between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, *25*:283-99, nov. 1958.

SARGENT, T. J., e WALLACE, N. Rational expectations and optimal monetary instrument and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy*, *83*:241-54, abr. 1975.

SOLOW, Robert. *Price expectations and the behavior of the price level*. Manchester, Manchester University Press, 1969.

TOBIN, James. Inflation and employment. *American Economic Review*, *62*, maio 1972.

(Originais recebidos em junho de 1984. Revistos em agosto de 1984.)

Balança comercial, preços relativos e a relação câmbio/salário no Brasil: 1973/83 *

HELSON C. BRAGA **
FLÁVIO CASTELO BRANCO ***
PEDRO S. MALAN ****

Este trabalho tem como objetivo analisar, teórica e empiricamente, a proposição de política econômica que preconiza uma desvalorização real do câmbio como condição indispensável ao ajustamento da economia brasileira na atual situação de desequilíbrio externo. Teoricamente, a análise macroeconômica do ajustamento em economias abertas sugere que a relação câmbio/salário seja vista como a relação de preços crucial à política econômica, com implicações claras quanto à sintonia entre as políticas de câmbio e de salários. Por outro lado, as evidências empíricas mostram que na última década o comportamento daquela relação evoluiu contrariamente ao indicado pela teoria, a despeito do agravamento do quadro externo brasileiro.

1 — Introdução

A situação crítica que vem atravessando a economia brasileira, notadamente a partir da segunda metade de 1982, aprofundou e disseminou o debate — já em curso nos meios acadêmicos — a respeito da necessidade e também dos mecanismos de ajustamento. Desta discussão, e da sua ampliação, gerou-se a proposição de que uma desvalorização cambial real é condição indispensável para o ajustamento externo, o qual implicaria uma maior abertura da economia ao exterior [ver, por exemplo, Moura da Silva (1981)].

Em termos de uma simplificação teórica, a proposição associa uma maior abertura da economia à alteração de preços relativos entre os setores

* Os autores agradecem a Eliana Cardoso, Eustáquio J. Reis, Paulo V. da Cunha, Ricardo A. Markwald, Fernando de Holanda Barbosa e a um leitor anônimo desta revista pelas valiosas críticas e sugestões a uma versão anterior deste trabalho.

** Da FUNCEX e da FEA/UFRJ.

*** Do IPEA/INPES e da FEA/UFF.

**** Do IPEA/INPES e da PUC/RJ.

internacionalizados e os setores domésticos (vale dizer, do preço relativo dos bens comerciáveis em termos dos bens domésticos), de modo a elevar a rentabilidade daqueles setores em detrimento dos últimos. Por sua vez, os preços relativos relevantes estariam fundamentalmente determinados pelo comportamento da relação taxa de câmbio/taxa de salário, de tal forma que ela poderia servir como uma *proxy* para o relativo de preços em questão.

A conseqüência lógica desta argumentação leva à proposição de que a requerida alteração de preços relativos exige uma modificação na relação câmbio/salário no sentido de reduzir o salário real em termos do preço dos bens comerciáveis, o que, dadas as características do processo inflacionário brasileiro e os seus mecanismos de indexação, implicaria uma correção salarial inferior à cambial, como proposição de política econômica.

O presente estudo propõe-se a analisar teórica e empiricamente esta proposição e sua funcionalidade no processo de ajustamento a que a economia brasileira está sendo submetida. A seção que se segue discute a estrutura teórica que respalda este tipo de análise. Na terceira seção, pretende-se observar a evolução do preço relativo dos bens comerciáveis no período mais recente, mais particularmente da relação câmbio/salário. Na quarta seção, estima-se um modelo que explica a influência dos preços relativos sobre a balança comercial. E, finalmente, a última seção resume os principais resultados obtidos.

2 — Balança comercial e preços relativos em um modelo simples de equilíbrio geral

O estudo tem como referencial teórico o modelo tradicional para a análise de economias pequenas e abertas ao exterior, desenvolvido a partir dos trabalhos de Meade (1956), Salter (1959) e Corden (1960) e recuperado, mais recentemente, por Dornbusch (1974), Jones e Corden (1976) e Prachowny (1981).

Swan (1960, p. 53) chamou esse modelo de *dependent economy model,* para enfatizar o fato de que os preços que aqueles países recebem pelas exportações e pagam pelas importações são independentes das condições domésticas de oferta e demanda. Quase simultaneamente, Salter (1959) utilizou essa hipótese de constância dos termos de troca e introduziu o conceito de bens domésticos (*home goods*) como sendo aqueles que não

entram no mercado internacional e, portanto, têm seus preços determinados somente pelos custos domésticos e pela demanda. Em contraposição, os bens comerciáveis (*tradable goods*), que incluem tanto os bens exportáveis (em parte exportados, em parte consumidos internamente) quanto os importáveis (em parte produzidos domesticamente), teriam seus preços determinados no mercado internacional [ver Salter (1959, p. 226)].[1]

2.1 — Estrutura e implicações do modelo[2]

As condições de oferta do modelo são tais que cada setor utiliza uma quantidade fixa de capital, que é específico do próprio setor. A força de trabalho, ao contrário, é suposta homogênea e móvel entre os dois setores, o que assegura a equiparação dos salários nominais na economia. Estas hipóteses permitem estabelecer uma relação entre salários e preços relativos de bens comerciáveis (P_T) e bens domésticos (P_H), independentemente das intensidades de uso dos fatores de produção.

Dado o estoque de capital (e, portanto, rendimentos de escala decrescentes), a demanda de trabalho de cada setor será uma função decrescente do salário real, em termos de seus respectivos produtos. Obtido a partir da condição de equilíbrio do mercado de trabalho, o salário nominal será função homogênea de grau zero nos preços de bens domésticos e comerciáveis. Em tais condições, o produto de cada setor (Q_H e Q_T, respectivamente) será uma função exclusivamente dos preços relativos.

Do lado da demanda, a hipótese adotada é que as quantidades demandadas de ambos os bens dependem dos preços relativos (P_T/P_H) e do dispêndio real em termos de bens domésticos (E).

Os lados da demanda e da oferta podem ser reunidos para indicar as combinações de preços relativos e de dispêndio requeridas para a obtenção dos equilíbrios interno (pleno emprego) e externo (igualdade de oferta e demanda de bens comerciáveis) da economia.

1 Obviamente, a reunião de bens importáveis e exportáveis em uma categoria de bem composto implica a suposição de constância dos termos de troca.

2 A estrutura formal de uma versão estendida (no sentido de que desagrega os bens comerciáveis em exportáveis e importáveis) do modelo será apresentada e estimada na Seção 4. Descrições mais completas do modelo tradicional podem ser encontradas em Dornbusch (1974 e 1980), Jones e Corden (1976) e Prachowny (1981).

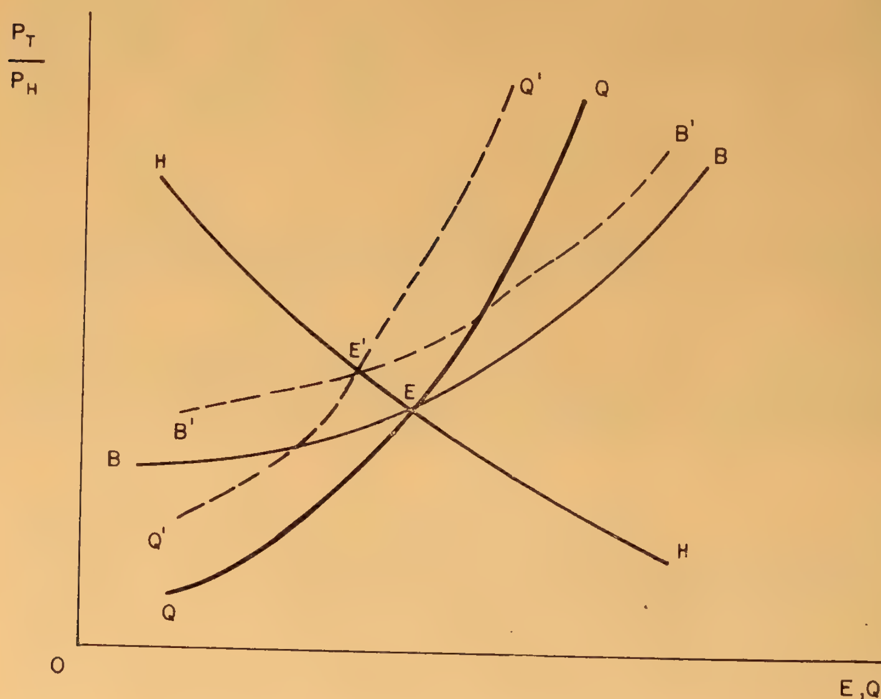
Supondo, inicialmente, flexibilidade de salários nominais e de preços de bens domésticos (esta hipótese será relaxada mais adiante), o pleno emprego fica garantido pela igualdade de oferta e demanda de bens domésticos. O Gráfico 1 ilustra essas combinações.

Ao longo da curva *HH*, tem-se o equilíbrio no mercado de bens domésticos:

$$Q_H\left(\frac{P_T}{P_H}\right) = D_H\left(\frac{P_T}{P_H}, E\right) \tag{1}$$

A inclinação negativa da curva decorre da suposição (plausível) de dominância do efeito substituição sobre o efeito renda, provocada por uma mudança no preço relativo. As regiões acima e abaixo de *HH* são, respectivamente, de excesso de demanda de bens domésticos e de excesso de oferta (desemprego).

Gráfico 1



O equilíbrio externo está representado pela curva BB, cuja equação é:

$$Q_T\left(\frac{P_T}{P_H}\right) = D_T\left(\frac{P_T}{P_H}, F\right) \qquad (2)$$

Uma queda no preço relativo P_T/P_H gera um *deficit* na balança comercial, cuja eliminação requer a redução do dispêndio real (e, portanto, da demanda de bens comerciáveis), daí advindo a inclinação positiva da curva. Acima de BB, tem-se a região de *superavit* e, abaixo, a de *deficit*.

Por último, a curva QQ mostra o valor do produto agregado em termos dos bens domésticos para cada nível de preço relativo, que também é positivamente inclinada, porém com maior intensidade que a curva BB.[3]

Pode-se, agora, com o auxílio do Gráfico 1, examinar o funcionamento e as implicações do modelo em uma situação de desvio da posição de equilíbrio inicial, tal como a provocada por um "choque de oferta", do tipo elevação do preço do petróleo. Supondo complementaridade entre petróleo (como fonte de energia) e capital [ver Prachowny (1981, p. 233)], o aumento do preço do petróleo pode ser interpretado como uma redução autônoma da demanda de trabalho nos dois setores e, portanto, causando um deslocamento da curva QQ para a esquerda. Ao mesmo tempo, pelo menos enquanto durar o período de ajustamento à nova posição de equilíbrio (E'), a balança comercial acusará um *deficit*, o que implica o deslocamento da curva BB também para cima. Por último, dada a hipótese de flexibilidade de salários e preços dos bens domésticos, a curva HH mantém sua posição inicial. Em E', o preço relativo dos bens comerciáveis (ou seja, a taxa de câmbio real) terá aumentado e o dispêndio em termos de bens domésticos terá diminuído (aumentado, em unidades de bens comerciáveis). Dado que o salário real em termos de bens comerciáveis se reduziu, o emprego e o produto tenderão a aumentar neste setor, compensando parcialmente o efeito refletido no deslocamento de QQ. De qualquer forma, o pleno emprego fica garantido, embora a um nível mais baixo de salários e de preços dos bens domésticos.

Reexaminemos, agora, a mesma situação, supondo que os salários nominais e os preços dos bens domésticos são inflexíveis à baixa. Nessas condições, o preço relativo dos bens domésticos e, consequentemente, a taxa

3 Supondo as condições de produção representadas por uma curva de transformação de bens domésticos e comerciáveis, percebe-se facilmente que a elevação do preço relativo P_T/P_H determina um intercepto mais elevado no eixo dos bens domésticos.

de câmbio real são fixos. Sem a intervenção do governo, o mercado de bens domésticos somente se equilibrará a um nível mais baixo de produção e emprego.

Há duas alternativas para a ação do governo. A primeira seria privilegiar o objetivo do pleno emprego, através de uma política expansionista que mantenha permanentemente o dispêndio acima da renda (produto). A implicação óbvia dessa política é o surgimento de um *deficit* na balança comercial, que exigiria a contínua esterilização do efeito contracionista sobre a oferta monetária, bem como alguma forma de financiamento externo (endividamento). A outra alternativa seria a desvalorização cambial, que teria o efeito de aumentar o preço relativo dos bens comerciáveis (e de reduzir o preço dos bens domésticos), além de provocar a queda no salário real em termos de bens comerciáveis. Do lado da produção, haveria o aumento da produção e do emprego no setor de bens comerciáveis e, do lado da demanda, a alteração nos preços relativos induziria uma substituição em favor dos bens domésticos. O resultado seria uma mudança na estrutura produtiva da economia, com uma maior produção relativa de produtos comerciáveis, dependendo das elasticidades-substituição na produção e no consumo nos dois setores.[4]

É importante compreender que a desvalorização cambial (real) não constitui uma solução suficiente para restaurar o nível de emprego anterior ao "choque" do petróleo. Dada a relação de complementaridade de petróleo e capital, suposta acima, a fronteira de transformação da economia se contraiu. Em conseqüência, do ponto de vista do emprego, as políticas convencionais de administração da demanda precisariam ser complementadas com políticas de oferta, como, por exemplo, a redução das contribuições sobre a folha de salários.[5]

No que concerne ao equilíbrio externo (balança comercial), o impacto positivo da desvalorização vai depender da alteração produzida no preço relativo dos bens comerciáveis, ou seja, se este preço se eleva na mesma proporção da desvalorização cambial. Se o preço dos bens domésticos permanecer constante, a desvalorização será bem-sucedida [ver Jones e

[4] Por se tratar de um modelo estático, não está sendo considerado o tempo requerido para que esses efeitos se manifestem. Em termos de ajustamento dinâmico, no entanto, esse aspecto é crucial.

[5] Sem isso, a demanda de trabalho não se recuperará até que o estoque de capital se ajuste para refletir o menor custo do trabalho relativamente à combinação de capital e energia [ver Prachowny (1981, p. 285)].

Corden (1976, p. 160)]. A existência de mecanismos institucionais (como um sistema generalizado de indexação dos principais preços da economia) evidentemente reduz a eficácia da desvalorização para restaurar o equilíbrio externo.

Em resumo, o modelo prevê que, diante de um choque de oferta do tipo examinado, o efeito será o *deficit* na balança comercial e o desemprego. A correção do desequilíbrio externo requer inequivocamente uma elevação no preço relativo dos bens comerciáveis. Essa alteração deverá ser produzida pela desvalorização cambial, que contribuirá, também, para a redução do desemprego. A solução deste último problema exigirá, além disso, a utilização conjunta de políticas compensatórias de demanda e oferta. Quanto à desvalorização cambial, convém enfatizar que seu sucesso dependerá da magnitude e da duração (percebidas pelos agentes econômicos) da mudança provocada nos preços relativos de bens comerciáveis. Isso equivale a dizer que o restabelecimento do equilíbrio requer uma desvalorização real, e não apenas nominal.

2.2 — Preços relativos e a relação câmbio/salário

O objetivo desta subseção é examinar em que condições a mudança requerida na relação P_T/P_H para restabelecer o equilíbrio externo da economia pode ser aproximada por uma alteração da relação taxa de câmbio/taxa de salário. A possibilidade dessa substituição está diretamente associada aos diferentes mecanismos de formação de preços dos produtos comerciáveis e domésticos, conforme visto anteriormente.

No caso extremo de arbitragem internacional e de perfeita substituição do produto doméstico pelo importado, o preço interno do produto comerciável será igual ao preço internacional, corrigido pela taxa de câmbio e acrescido dos custos de transferência (transporte, seguro, tarifa, etc.). Na literatura, esse fenômeno é conhecido como *law of one price*.

No outro extremo, a ausência de arbitragem e a substituição imperfeita isolam os produtos domésticos da influência do mercado internacional, fazendo com que seus preços sejam determinados pelas condições de oferta e demanda internas. É possível, portanto, interpretar o grau de *tradability* dos diferentes produtos em termos da extensão do funcionamento da arbitragem internacional como mecanismo de ajustamento de eventuais discrepâncias entre preços externos e internos de produtos homogêneos [ver Richardson (1978, pp. 341-2)].

Admitindo-se um grau suficiente de arbitragem, os preços internos dos produtos comerciáveis serão dados por:

$$P_T = P_T^* \, ET \qquad (3)$$

onde P^* é um índice de preços internacionais (em dólares) do conjunto de produtos comerciáveis, E é a taxa de câmbio (Cr$/US$) e T representa os custos de transferência. [6]

Na medida em que este atrelamento aos preços internacionais reflita adequadamente o mecanismo de formação de preços de um grupo significativo de produtos (comerciáveis) no mercado interno, [7] a possibilidade de afetar P_T dependerá da política cambial e, em menor grau, da política comercial (tarifas, subsídios, etc.).

A ausência da influência externa, no caso dos produtos domésticos, abre a perspectiva de outras regras de determinação de preços. A mais popular, nos estudos sobre a dinâmica de preços no Brasil — sempre levando em conta o setor industrial —, tem sido a de que os empresários adicionam uma margem bruta de lucros (o *mark-up*) aos custos variáveis unitários de produção [ver, por exemplo, Considera (1981), Camargo e Landau (1982) e Modiano (1983)].

Estendendo esta hipótese aos produtos domésticos, tem-se que:

$$P_H = (1 + \lambda) \; [W \, \alpha_l + EP_m \, \alpha_m + P_n \, \alpha_n] \qquad (4)$$

onde λ é o *mark-up*, E a taxa de câmbio, W a taxa de salário, P_m o preço das matérias-primas importadas, P_n o preço das matérias-primas nacionais e α_l, α_m e α_n são, respectivamente, os conteúdos de trabalho, matérias-primas importadas e matérias-primas nacionais por unidade de produto.

Fica claro, dessa formulação, que a aproximação do preço de produtos domésticos pela taxa de salário depende: *a*) da pravalência da regra do *mark-up* (valor este que não precisa ser constante) como mecanismo de

6 Para os produtos exportáveis, $T = 1 +$ os custos de transferência para os mercados externos como uma proporção do preço nesses mercados; para os produtos importáveis, $T = 1 +$ os custos de transferência para o mercado doméstico como uma percentagem do preço internacional.

7 O estudo mais completo a respeito da *tradability* dos diversos produtos, no caso brasileiro, foi realizado por Hidalgo (1983, Cap. 7). Este autor apresenta também uma interessante discussão sobre as tentativas conhecidas de verificação da arbitragem para diferentes produtos (Cap. 6).

formação de preços; e *b*) da importância do salário no custo de produção. Com respeito ao primeiro ponto, a única evidência disponível, no caso brasileiro, é o resultado das entrevistas de Considera com 25 empresários industriais, dos quais 24 admitiram que o procedimento de fixação de preços mais utilizado era, efetivamente, o de adicionar um certo percentual aos custos.[8]

Quanto à importância do salário no custo da produção, uma primeira evidência pode ser obtida a partir do trabalho de Considera (1981, pp. 688-9), que permite estimar em 11,5% a parcela relativa ao salário direto, na indústria de transformação, em 1980. Naturalmente, esse percentual seria mais elevado quando computado o conteúdo indireto de salário embutido no custo das matérias-primas.[9] Este cálculo foi realizado por Hidalgo, com o auxílio da matriz de relações interindustriais da FIBGE, de 1970, que chegou a 32,4%.[10]

Tendo presente estes resultados, é possível adiantar algumas considerações a respeito da aproximação da relação P_T/P_H pela relação taxa de câmbio/taxa de salário. De (3) e (4), tem-se:

$$\frac{P_T}{P_H} = \frac{P_T^* \, ET}{(1+\lambda)\,[W\alpha_l + EP_m\alpha_m + P_n\alpha_n]} \qquad (5)$$

Para uma dada política comercial, a variação de P_T será dada pela mudança da taxa de câmbio, a qual também altera o preço da componente de P_H representada pelas matérias-primas importadas. Em particular, pode-se observar que, em uma situação de indexação generalizada (à taxa de câmbio) e dados os parâmetros discutidos acima, uma desvalorização cambial não é capaz de estabelecer uma mudança permanente na relação

8 Desses 24 empresários, 17 declararam que o percentual fixado objetivava a obtenção de uma determinada taxa de retorno sobre os custos diretos e seis tinham em vista o retorno sobre o capital total [Considera (1981, pp. 657-8)]. Evidências indiretas também foram apresentadas por Camargo e Landau (1982, pp. 18-21).

9 A distinção entre componentes diretos e indiretos de custos é importante e tem sido omitida nas estimativas conhecidas de equações de preços, à exceção do trabalho de Chung (1979), para os Estados Unidos. Quando computados os efeitos indiretos, esse autor constatou que tanto os salários quanto os *rental costs* apresentavam uma influência mais forte do que os custos das matérias-primas, ao contrário do que ocorria quando só custos diretos eram considerados.

10 Essa proporção era de 26,6% no setor exportador e de 28% no setor competitivo das importações. Por seu turno, a remuneração do capital representou [illegible] e [illegible] nos dois setores, respectivamente, enquanto no setor de bens domésticos essa participação era de 62,6% [ver Hidalgo (1983, pp. 100-1)].

P_T/P_H. Além disso, é perfeitamente possível que uma política de correção salarial mais acelerada que a correção cambial provoque uma evolução declinante da relação P_T/P_H.

À luz da discussão anterior, não se pode estabelecer, de forma não ambígua, o sentido dessa evolução durante o período coberto pela análise. Trata-se, assim, de uma questão a ser resolvida pela evidência empírica — o que será feito na seção seguinte.

3 — O preço relativo dos bens comerciáveis e a evolução da relação câmbio/salário no Brasil

Vamos, nesta seção, passar à análise empírica do comportamento do preço relativo dos comerciáveis, de acordo com a aproximação sugerida na seção anterior, isto é, via relação câmbio/salário.

Considerando que o nosso maior interesse aqui refere-se ao comportamento recente da relação câmbio/salário, ou, em termos teóricos, do preço relativo dos bens comerciáveis, as informações necessárias deveriam apresentar uma periodicidade mensal. Em termos práticos, isto implica uma restrição bastante significativa, notadamente no caso dos salários.

Para a construção do preço relativo dos bens comerciáveis, aceitas as hipóteses simplificadoras discutidas anteriormente, necessitaríamos apenas das séries de salários, câmbio e preços internacionais. Dadas as alternativas quanto às informações disponíveis, algumas de ordem conceitual, outras apenas quanto à existência e disponibilidade, optamos por construir várias séries alternativas para a relação em foco.

No que diz respeito aos salários — a variável crucial da questão empírica —, temos duas alternativas. A primeira série é originária da Pesquisa Mensal da FIBGE; o salário médio nominal do pessoal ocupado na produção industrial é utilizado como a informação de custo salarial, corrigindo-se os valores pelas variações na produtividade média do trabalho.[11] Dentre as vantagens desta série, destaca-se a amplitude das informações (todo o setor industrial) e a possibilidade de corrigir-se o custo salarial efetivo pelas alterações na produtividade. Pelo lado das dificuldades, a série está disponível apenas a partir de 1978, diminuindo assim o período

11 Note-se que as informações da FIBGE incluem também os encargos sociais, que se elevaram no período em questão.

de análise, e também apresenta o inconveniente de incluir nas informações de dezembro o 13.º salário, inflando, deste modo, o salário médio do mês.[12]

A segunda alternativa consistiu no uso da série de salários médios construída pela ABDIB (Associação Brasileira das Indústrias de Base) e publicada em *Conjuntura Econômica*. A série cobre o período desde 1978, mas perde pela pequena amplitude e especificidade do universo (as indústrias de base) e também por não permitir ajustamentos pela produtividade.

No que diz respeito à variável cambial, a alternativa de cunho conceitual refere-se à escolha entre o uso da taxa de câmbio bilateral entre o cruzeiro e o dólar americano e variações na taxa de câmbio efetiva da moeda brasileira em relação a uma cesta de moedas. Neste último caso, utilizamos as informações elaboradas pelo CEMEI/FGV e publicadas em *Conjuntura Econômica* e, no primeiro, a taxa média mensal de venda do Banco Central.

Finalmente, quanto aos preços internacionais dos bens comerciáveis, o índice de preço por atacado nos Estados Unidos mostrou-se como a melhor alternativa, não tanto pelo aspecto conceitual, onde poderíamos encontrar melhores opções, mas fundamentalmente pela atualidade e disponibilidade das informações.[13]

3.1 — A evolução da relação câmbio/salário no período recente

Os resultados das diferentes alternativas de aproximação da relação câmbio/salário encontram-se apresentadas no Apêndice 1, ao final deste trabalho. A Tabela A.1 apresenta três séries mensais alternativas para a relação, dependendo das diversas aproximações empírico-conceituais para as variáveis de câmbio e salário para o período 1978/83, e detalha as especificidades quanto às variáveis utilizadas e suas origens.

No intuito de destacar as características principais da evolução da relação câmbio/salário no período, optamos por uma apresentação gráfica síntese

[12] Chegamos a pensar em corrigir esta distorção, porém isto mostrou-se impraticável.

[13] Dentre as outras alternativas possíveis, poderíamos utilizar os índices de preços das *commodities* ou uma média ponderada dos preços no atacado dos países industrializados, ou, ainda, índices construídos a partir dos valores médios de importação e exportação dos países industrializados — qualquer deles publicado pelo Fundo Monetário Internacional, em seu *Supplement on Price Statistics* —, porém com grande atraso para nossos propósitos aqui.

de uma das séries mais representativas. O Gráfico 2 apresenta, então, a Série I da Tabela A.1 em termos da média dos últimos seis meses.[14] Observa-se claramente uma tendência à elevação da relação câmbio/salário entre o início do período até meados de 1980, seguindo-se uma queda acentuada até 1982, quando se apresenta uma certa tendência à estabilização aos níveis de 1978. A relação recupera-se pronunciadamente em 1983, principalmente em resposta à maxidesvalorização do câmbio em fevereiro deste ano, alcançando em final de 1983 os níveis mais elevados em todo o período considerado.

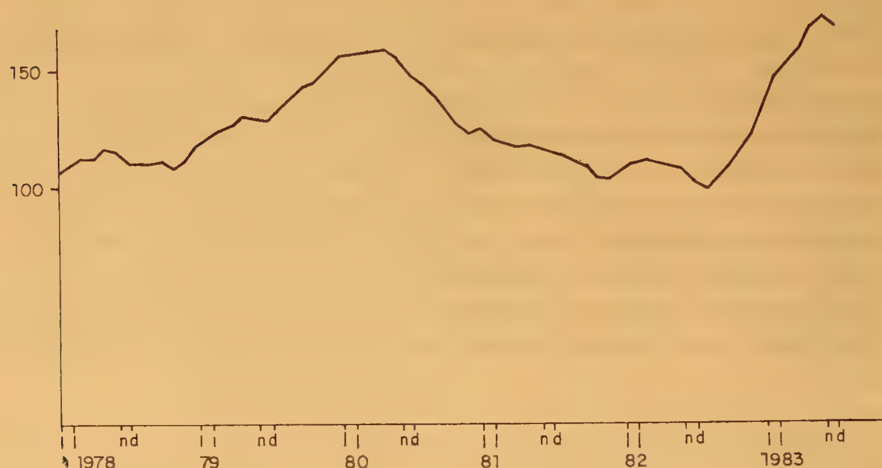
As alterações no padrão evolutivo no período não são fortuitas. Em ambos os casos, 1979/80 e 1983, as mudanças ocorridas não apenas na política cambial mas também na política salarial podem explicar tais reversões na tendência.

No primeiro caso, a prefixação do câmbio, que coincidiu com a indexação plena (ou mais que plena) para os salários básicos em função da

Gráfico 2

RELAÇÃO CÂMBIO/SALÁRIO

(Média dos últimos seis meses)



14 A média dos últimos seis meses apresenta dupla vantagem. Por ser o mesmo período dos reajustes salariais elimina flutuações mensais não representativas de tendência, além de "diluir" os efeitos das informações sobrecarregadas do mês de dezembro.

legislação salarial vigente, rapidamente erodiu toda a desvalorização nominal de dezembro de 1979, impedindo que esta se mantivesse em termos reais. No outro, a maxidesvalorização de fevereiro de 1983 apresenta resultados diferentes, e inverte-se efetivamente a tendência de queda da relação câmbio/salário. Novamente aqui confluíram alterações nas políticas cambial e salarial, agora favorecendo uma desvalorização real do câmbio.

3.2 — O preço relativo dos bens comerciáveis: tentativa de "mensuração direta" e comparação com a relação câmbio/salário

Alternativamente à aproximação do preço relativo dos comerciáveis via relação câmbio/salário, objetivamos também construir séries através de "observações diretas" dos índices de preços habitualmente publicados. Evidentemente, como não são elaborados índices de preços com uma base conceitual adequada, alguma adaptação, e mesmo imaginação, torna-se necessária para transformar os índices publicados naqueles que desejamos observar.[15]

Foram três as alternativas consideradas, e em todas identificamos a medida usual de inflação (IGP-DI da FGV) como o índice de preços que inclui tanto os bens comerciáveis quanto os não-comerciáveis.[16]

Na primeira das tentativas — a série C — decompomos a taxa geral de inflação diretamente pelas suas componentes de construção, identificando o índice de preços no atacado como sendo o índice de preços dos bens comerciáveis, e uma composição entre o índice de custo de vida (Rio de Janeiro) e o índice de custo de construção (Rio de Janeiro) como sendo o índice de preços dos bens domésticos.

Nas outras duas, identificamos o índice geral de preços como função tanto do preço dos comerciáveis como dos bens domésticos, ponderados

15 Estudos empíricos com esta preocupação conceitual também foram realizados por Musalem (1982 e 1983), onde estimativas para os preços relativos dos comerciáveis foram realizadas, porém com estrutura e finalidade um tanto diferentes das apresentadas aqui.

16 As diferentes séries, bem como maiores detalhes relativos à construção dos índices encontram-se nas Tabelas A.2 e A.3 apresentadas no Apêndice 1, ao final deste trabalho.

pela respectiva participação de cada setor no total do produto.[17] Como só nos foi possível identificar, ou construir, diretamente séries para os bens comerciáveis, a série para os não-comerciáveis foi obtida, então, residualmente. A diferença entre as séries D e E restringem-se, portanto, à forma como foram construídos os índices de preço dos bens comerciáveis nas duas alternativas.

Seria, então, interessante comparar as séries de "mensuração direta" com aquelas que aproximam o preço relativo dos bens comerciáveis pela relação câmbio/salário. Uma primeira comparação pode ser feita a partir das séries apresentadas na Tabela A.1 do Apêndice 1. Da simples observação visual, nota-se a menor variabilidade das séries construídas a partir dos índices de preços usuais, contrastando com a maior variabilidade da relação câmbio/salário.

Este resultado não reflete necessariamente uma incompatibilidade entre as duas abordagens, mas provavelmente indica um fato de aceitação mais ampla, que é a dificuldade da política econômica em alterar significativamente os preços relativos estabelecidos. Assim, a aproximação conceitual via relação câmbio/salário estaria a mostrar a ação da política econômica, enquanto que a observação empírica direta do preço relativo dos comerciáveis indicaria a real alteração que teria resultado após as ações e reações dos preços individuais em seguida a uma alteração inicial na relação câmbio/salário, vale dizer, após os ajustamentos de todos os preços, através do funcionamento dos mecanismos de indexação da economia, sejam eles de caráter legal ou formal, ou simplesmente da natureza do próprio funcionamento do sistema de preços.

Uma comparação entre as várias séries alternativas para um período de tempo mais amplo também foi realizada. Face à não disponibilidade das informações salariais da FIBGE para o período anterior a 1978, em termos mensais, tivemos que nos ater à série com os salários da ABDIB, embora estes sejam menos representativos que os da FIBGE, como já mencionado anteriormente.[18]

17 Estas ponderações foram obtidas a partir das contas nacionais, onde identificamos a agricultura e as indústrias de transformação e extrativas como setores produtores de bens comerciáveis.

18 De qualquer forma, o comportamento das duas séries, conforme a definição da variável salário, não apresenta diferenças essenciais ao longo do período comum (1978/83). Muito ao contrário, o comportamento tendencial é praticamente o mesmo, conforme pode ser visto em uma comparação entre as duas séries (ver Tabela A.1).

As diferentes séries são apresentadas na Tabela A 3 do Apêndice 1 para o período 1978/83, agora em valores trimestrais. A melhor compreensão e visualização da evolução das diferentes alternativas pode ser percebida no Gráfico 3. À exceção da série F, a variabilidade das diversas medidas do preço relativo dos bens comerciáveis é pequena até a crucial virada da década. Em maior ou menor grau, todas as séries apresentam uma elevação do preço relativo dos bens comerciáveis ao final de 1979 e/ou início de 1980, algumas após um período anterior de grande estabilidade, como é o caso da série C.

Todas também apresentam, após este "pico", uma tendência clara de queda e uma recuperação substancial em 1983, mais acentuada naquelas onde a variável cambial entra mais diretamente na sua construção, o que é o caso das séries de câmbio salário (A e B) e da série F.[19]

Finalmente, cabem algumas considerações quanto à homogeneidade das cinco diferentes alternativas no tocante ao fato de representarem um mesmo fenômeno, isto é, o comportamento do preço relativo dos bens comerciáveis no período 1973 83. Neste sentido, uma matriz de correlação, como a apresentada na Tabela 1, mostra a aderência das diferentes séries entre si.

Tabela 1

Preço relativo dos bens comerciáveis (séries alternativas) — coeficientes de correlação simples

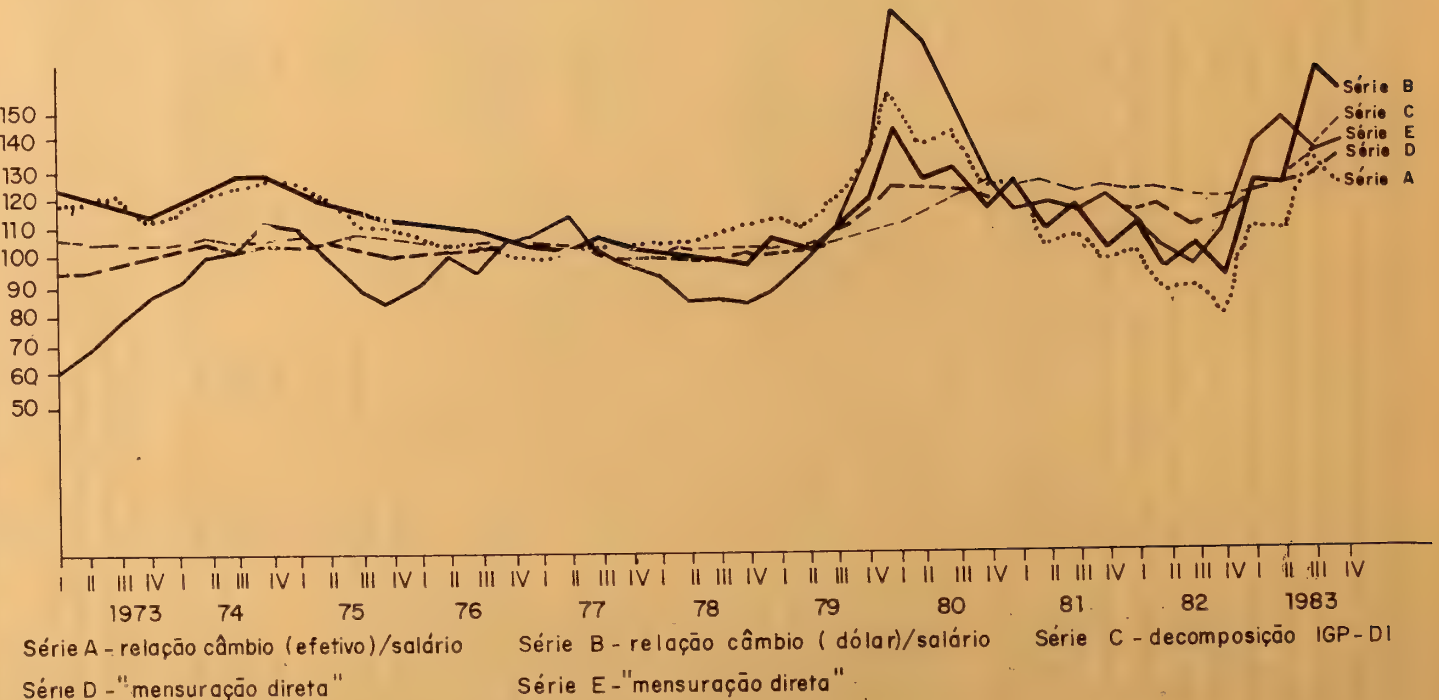
	A	B	C	D	E
A	1,0000				
B	0,8852	1,0000			
C	– 0,0117	0,1455	1,0000		
D	0,3546	0,8454	0,7687	1,0000	
E	0,5237	0,4931	0,4088	0,8785	1,0000

[19] Um comportamento interessante e peculiar às séries A e B, onde o salário é o deflator, mostra um claro padrão cíclico de curto prazo para o período pós-1979. Isto pode ser facilmente explicado pela periodicidade semestral dos reajustes salariais.

Gráfico 3

PREÇO RELATIVO DOS *TRADABLES* - 1973/83

(Séries Alternativas - Valores Trimestrais)



Série A - relação câmbio (efetivo)/salário

Série B - relação câmbio (dólar)/salário

Série C - decomposição IGP-DI

Série D - "mensuração direta"

Série E - "mensuração direta"

Dos resultados apresentados, podemos imediatamente notar que as séries mais próximas entre si são, respectivamente, os grupos A e B e D e F, o que não é nada surpreendente, face à própria proximidade metodológica entre os dois grupos respectivos. Isto só viria a confirmar a hipótese, já apresentada anteriormente, quanto à constância empírica dos preços relativos dos comerciáveis, mesmo quando as condicionantes teóricas destes mesmos preços parecem oscilar e se alterar significativamente.

4 — Balança comercial e preços relativos no Brasil: a evidência do período 1973/82

O objetivo desta seção é apresentar formalmente o modelo descrito na Subseção 2.1 e estimar a sua equação para a balança comercial. Antes, porém, três pontos precisam ser ressaltados.

O primeiro ponto tem a ver com a própria finalidade dessa estimação. Essencialmente, estará sendo verificado se, diante do desequilíbrio externo provocado por sucessivos "choques de oferta", o governo adotou, durante o período em exame, as políticas de ajustamento (de *expenditure switching*) recomendadas pela teoria e, em particular, se as políticas cambial e salarial foram compatíveis com aquele objetivo.

O segundo ponto consiste na alteração (meramente formal) da especificação do modelo, para efeito de estimação. Na Subseção 2.1, os bens exportáveis e importáveis foram reunidos numa mercadoria composta — de bens comerciáveis —, com base no pressuposto da constância dos termos de troca. Contudo, em um estudo recente para o Brasil, Cardoso e Dornbusch (1980) constataram que, pelo menos no que se refere aos manufaturados, o preço internacional de exportação desses produtos aumentou relativamente ao seu preço de importação no período 1959/78. Por essa razão, apesar de o modelo também ser estimado com um só preço relativo na especificação a ser desenvolvida na subseção a seguir o preço relativo dos bens comerciáveis é desdobrado nos preços de bens exportáveis (P_X) e de bens importáveis (P_M).

De qualquer modo, as duas especificações serão comparadas, utilizando-se para isso o teste de Cox (1961 e 1962) na forma modificada por Pesaran (1974), que coloca essa comparação em termos de escolha entre *non-nested linear models*, procedimento este que foi sugerido em Corbo (1982).

Por último, o terceiro ponto tem a ver com a alteração introduzida no modelo, em decorrência da inexistência de dados trimestrais de dispêndio — que foram, assim, substituídos por dados de renda real $(\tilde{Q})$.[20] Para se compreender a natureza dessa substituição, recorde-se que, neste modelo, o excesso de renda sobre o dispêndio (em unidades de bens domésticos) é dado por:

$$Q - E = \frac{P_X}{P_H} (Q_X - D_X) + \frac{P_M}{P_H} (Q_M - D_M) + (Q_H - D_H) \quad (6)$$

Dada a condição de equilíbrio no mercado de bens domésticos, resulta que a balança comercial (compreendida pelos dois primeiros termos do segundo membro) relaciona-se positivamente com a renda e negativamente com o dispêndio. Assim, o efeito esperado da variável renda na equação da balança comercial é positivo. Convém enfatizar, portanto, que a renda não está entrando na equação como uma *proxy* para o dispêndio. Trata-se, ao contrário, de uma variável com significação própria, que foi introduzida num modelo cuja finalidade básica é avaliar o impacto dos preços relativos na balança comercial.

4.1 — Especificação do modelo[21]

As condições de produção do modelo são dadas por:

$$Q_X = Q_X \left(\frac{P_X}{P_H}, \frac{P_M}{P_H} \right) \quad (7)$$

$$Q_M = Q_M \left(\frac{P_X}{P_H}, \frac{P_M}{P_H} \right) \quad (8)$$

20 A renda real $(\tilde{Q})$ distingue-se do conceito utilizado até agora (Q) pelo deflator empregado: o preço dos bens domésticos, neste caso, e o deflator implícito, naquele. Essa alteração não apresentaria nenhum inconveniente caso pudesse ser mantida a hipótese de homogeneidade de grau zero na renda nominal e em todos os preços que entram nas equações de demanda [ver Dornbusch (1980, p. 100)]. Como, porém, o deflator implícito inclui preços de bens comerciáveis e de bens domésticos, cujos preços relativos variaram no período, a substituição de Q por $\tilde{Q}$, ditada pela forma como os dados estão disponíveis, pode não ser inteiramente satisfatória.

21 Esta subseção está baseada em Corbo (1982).

$$Q_H = Q_H\left(\frac{P_X}{P_H}, \frac{P_M}{P_H}\right) \tag{9}$$

onde os sinais esperados das derivadas parciais são, respectivamente, $Q_{X1} > 0$; $Q_{X2} < 0$; $Q_{M1} < 0$; $Q_{M2} > 0$; $Q_{H1} < 0$; e $Q_{H2} < 0$.

Por seu turno, as funções de demanda assumem as formas seguintes:

$$D_X = D_X\left(\frac{P_X}{P_H}, \frac{P_M}{P_H}, E\right) \tag{10}$$

$$D_M = D_M\left(\frac{P_X}{P_H}, \frac{P_M}{P_H}, E\right) \tag{11}$$

$$D_H = D_H\left(\frac{P_X}{P_H}, \frac{P_M}{P_H}, E\right) \tag{12}$$

sendo de se esperar que: $D_{X1} < 0$; $D_{X2} > 0$; $D_{X3} > 0$, $D_{M1} > 0$, $D_{M2} < 0$; $D_{M3} > 0$; $D_{H1} > 0$; $D_{H2} > 0$; e $D_{H3} > 0$.

As identidades do produto e do dispêndio (agregados) podem ser escritas, respectivamente, como:

$$Q \equiv Q_H + \frac{P_X}{P_H} Q_X + \frac{P_M}{P_H} Q_M \tag{13}$$

$$E \equiv D_H + \frac{P_X}{P_H} D_X + \frac{P_M}{P_H} D_M \tag{14}$$

O preço relativo entre bens exportáveis e importáveis (homogêneos) é igual à razão entre os preços internacionais (P^*_X / P^*_M) desses produtos.

$$\frac{P_X}{P_H} = \frac{P_M}{P_H} \cdot \frac{P^*_X}{P^*_M} \tag{15}$$

Supondo, finalmente, equilíbrio no mercado de bens domésticos [22]

$$Q_H = D_H \tag{16}$$

pode-se expressar o saldo da balança comercial como:

$$B = \frac{P_X}{P_H}(Q_X - D_X) - \frac{P_M}{P_H}(D_M - Q_M) \tag{17}$$

22 Essa hipótese equivale a admitir que a política econômica é orientada para privilegiar o objetivo do pleno emprego, tal como ocorrido no Brasil após os sucessivos choques externos de oferta.

O sistema acima contém 10 equações independentes e 11 incógnitas (Q_X, Q_M, Q_H, P_X/P_H, P_M/P_H, D_X, D_M, D_H, E, Q e B).[23]

Para "fechar" o modelo, o dispêndio (E) será suposto exógeno ao modelo, o que é equivalente a considerá-lo dependente de outras variáveis não incluídas no sistema de equações. Trata-se de uma hipótese bastante plausível, considerando-se o amplo recurso ao endividamento externo praticado pelo Brasil no período em exame.

Substituindo (7), (8), (10) e (11) em (17), obtém-se a nova equação da balança comercial:

$$B = B\left(\frac{P_X}{P_H}, \frac{P_M}{P_H}, E\right) \tag{17'}$$

Dados os sinais previstos anteriormente, o sinal de B_3 é inequivocamente negativo. Quanto aos sinais de B_1 e B_2, pode-se demonstrar que dependem dos impactos sobre a produção e a demanda de bens exportáveis e importáveis, provocados pela mudança nos preços relativos.[24] Supondo a predominância do efeito sobre à produção, os sinais das derivadas parciais restantes são: $B_1 > 0$ e $B_2 < 0$.[25]

A equação a ser estimada será, então, uma especificação linear da expressão:

$$B = B\left(\frac{P_X}{P_H}, \frac{P_M}{P_H}, \tilde{Q}\right) \tag{18}$$

com os seguintes sinais esperados para os coeficientes de regressão: $B_1 > 0$, $B_2 < 0$ e $B_3 > 0$.

4.2 — Resultados empíricos

A Tabela 2 resume os principais resultados da estimação da equação (18), por mínimos quadrados simples, com dados trimestrais, para o período

23 A identidade do dispêndio (14) constitui a restrição orçamentária utilizada para derivar as equações (10) a (12) e, portanto, não é independente dessas últimas.

24 Para se chegar a esse resultado, basta derivar parcialmente a expressão (17) com respeito aos preços P_X/P_H e P_M/P_H [ver Corbo (1982, pp. 14-5)].

25 Essa hipótese parece bem razoável se levarmos em conta que, durante o período amostrado, a política comercial foi intensamente utilizada para estimular exportações e conter importações, mediante formas não inteiramente captadas via preços.

1973-I/1982-IV.[26] Os valores assumidos pelo coeficiente $\bar{R}^2$ são relativamente baixos, o que, todavia, não diminui a relevância do modelo para examinar a questão essencial do efeito dos preços relativos sobre a balança comercial. O reduzido poder de explicação do modelo decorre de sua simplicidade formal, uma vez que não houve a preocupação de se introduzir todos os fatores que, sabidamente, influenciam tanto as exportações quanto as importações.[27] Apenas foi incluída uma variável *dummy* (D) para avaliar a importância das mudanças na política comercial a partir do primeiro trimestre de 1980.

Foram utilizados dois conceitos de balança comercial: B_1, que mede o saldo global em cruzeiros, e B_3, que exclui café e petróleo.[28] Ambos os valores foram deflacionados, alternativamente, por um índice de salários (P_{H1}) e por um índice de preços de produtos não comerciáveis (P_{H2}), que também foram empregados para normalizar os preços relativos.[29] Para cada saldo (real) da balança comercial foram rodadas regressões em que os preços de produtos exportáveis (P_X) e de produtos importáveis (P_M) aparecem separados e, em seguida, reunidos em um índice de preços de produtos comerciáveis (P_T). A definição de P_T usada nas regressões da Tabela 2 é a construída a partir do índice de preços por atacado nos Estados Unidos (P_{T1}), como aparece no Apêndice 1. Quando deflacionado pelo salário doméstico (P_{H1}), este índice corresponde à própria relação câmbio/salário.[30]

Os sinais dos coeficientes de P_X e de P_M foram os esperados, porém só os últimos revelaram-se estatisticamente significativos. O coeficiente da variável renda real ($\tilde{Q}$) também apresentou o sinal correto, porém

26 O método de mínimos quadrados, quando aplicado a equações isoladas de um modelo simultâneo, produz estimativas assintoticamente viesadas e inconsistentes. Porém, quando se trata de pequenas amostras, como é o presente caso, numerosos estudos de "Monte Carlo" evidenciaram estimativas de mínimos quadrados perfeitamente comparáveis às obtidas por métodos sistêmicos [ver, por exemplo, Wonnacott e Wonnacott (1970, pp. 399-400)].

27 Além disso, em se tratando de um modelo estático, estimado com dados trimestrais, estamos implicitamente admitindo que o efeito de mudanças nas variáveis explicativas se completa no espaço de um trimestre.

28 Ver descrição das variáveis no Apêndice 2.

29 Ver nota 20 anterior.

30 A construção alternativa P_{T2} gerou resultados bastante semelhantes, razão pela qual deixam de ser apresentados.

TABELA 2

Equação da balança comercial: estimação pelo método de mínimos quadrados simples, combinado com a técnica iterativa de Cochrane-Orcutt — período 1973-I/1982-IV

Equação	Variável dependente	Deflator	Constante	Variáveis explicativas					ρ	$\overline{R}^2$
				$\frac{P_X}{P_H}$	$\frac{P_M}{P_H}$	$\frac{P_T}{P_H}$	$\tilde{Q}$	D		
1	B_1	P_{H1}	27151,5 (1,751)[b]	9596,2 (0,889)	—41783,6 (—4,686)[a]	—	16,6 (0,136)	18308,4 (3,682)[a]	—0,4658	0,4483
2	B_1	P_{H1}	47007,3 (1,896)[b]	—	—	—42717,9 (—3,480)[a]	50,8 (0,331)	7152,9 (1,609)[c]	—0,5911	0,2028
3	B_1	P_{H2}	—3408,0 (—0,254)	7128,4 (0,593)	—22746,1 (— 2,507)[a]	—	132,6 (0,991)	13938,8 (2 380)[b]	—0,4791	—0,1868
4	B_1	P_{H2}	867,4 (0,055)	—	—	—21819,7 (2,292)[b]	138,0 (0,943)	6619,1 (,361)[c]	—0,5823	0,072
5	B_3	P_{H1}	3663,7 (0,210)	4431,0 (0,427)	—17883,2 (—2,090)[b]	—	197,0 (1,729)[b]	22083,8 (4,660)[a]	—0,4178	0,6274
6	B_3	P_{H1}	8138,9 (0,416)	—	—	—23399,6 (—2,145)[b]	160,9 (1,268)	18858,3 (5,326)[a]	—0,4513	0,5547
7	B_3	P_{H2}	—14491,6 (—1,089)	8722,7 (0,772)	—859,7 (0,101)	—	210,1 (1,614)[c]	17119,8 (3,055)[a]	—0,5488	0,4598
8	B_3	P_{H2}	—16487,7 (—1,158)	—	—	—2,5747 (—0,297)	193,4 (1,451)[c]	17482,8 (3,949)[a]	—0,5819	0,4003

NOTAS: 1) Ver descrição detalhada das variáveis no Apêndice 2.
2) As letras *a*, *b* e *c* indicam que os coeficientes de regressão são estatisticamente significativos a 1, 5 e 10%, respectivamente. Os valores entre parênteses são as estatísticas *t* de Student. Foram utilizados testes unilaterais, uma vez que está perfeitamente definida a relação esperada entre as variáveis do modelo.

só é estatisticamente diferente de zero na equação 5. Este último resultado é coerente com a expectativa de que o conteúdo de importações no produto se tenha reduzido ao longo do período, mesmo na fase (anterior a 1981) de crescimento da renda, como consequência dos programas de substituição de importações, implementados sobretudo a partir de 1975. A intensificação do esforço de promoção de exportações, na mesma época, certamente teve um papel adicional importante no surgimento de uma relação positiva entre o saldo da balança comercial e a renda.

O coeficiente do preço relativo dos bens comerciáveis (P_T/P_H) apresentou sinal negativo e significativo em todas as equações estimadas, à exceção da equação 8. Esse resultado confirma a hipótese sugerida pela análise gráfica da Seção 3, de que o preço dos bens comerciáveis em relação aos bens domésticos evoluiu, em boa parte do período em exame, no sentido contrário ao requerido para a obtenção do equilíbrio externo da economia. Em virtude da simplicidade formal do modelo, foram omitidas outras variáveis importantes na determinação do saldo da balança comercial, tanto do lado das exportações como do lado das importações (cujo efeito foi absorvido pelo erro aleatório), as quais foram responsáveis por um comportamento da variável dependente em desacordo com a expectativa a respeito do impacto da variável preço. O importante a destacar, contudo, é que as políticas adotadas até recentemente relativas a câmbio e a salários (em que estamos fundamentalmente interessados) não operaram no sentido de restabelecer o equilíbrio da balança comercial.

Os resultados mais expressivos de estimação ocorrem com a definição da balança comercial excluindo café e petróleo (equações 5 a 8). Quando este valor é deflacionado pelo salário doméstico (P_{H1}), obtém-se a melhor contrapartida empírica do modelo — dada pelas equações 5 e 6, que diferem entre si pela inclusão separada ou conjunta, respectivamente, dos preços de exportáveis e importáveis. Note-se que, na equação 6, a *proxy* usada para P_T/P_H é a relação câmbio/salário.

O fato de termos estimado duas versões do modelo — separando os preços P_X e P_M e agregando-os no preço P_T — introduz naturalmente a questão da escolha entre essas especificações. A rigor, as duas versões se complementam: a versão com P_T fornece uma visão sintética do efeito das políticas cambial e salarial, enquanto que as equações com P_X e P_M permitem verificar que o impacto negativo sobre o saldo da balança comercial originou-se basicamente da relação P_M/P_H.

Como se pode observar ainda na Tabela 2, o critério convencional de escolha entre modelos alternativos a partir dos valores do coeficiente $\overline{R}^2$ indicam uma clara preferência pelo modelo desagregado. Entretanto, conforme sugeriu Pesaran (1974, p. 154), parece mais apropriado tratar a questão da escolha de modelos como um problema de teste de hipóteses do que como uma definição arbitrária sobre qual o "verdadeiro" modelo, como requer o critério com base no coeficiente $\overline{R}^2$. Seguindo essa linha de argumento, foi construída a estatística N, proposta por aquele autor, para escolha entre *non-nested linear models*,[31] em que os resíduos de ambos os modelos seguem um processo auto-regressivo de primeira ordem (como foi o presente caso). Um valor negativo e significativo de N — quando é mantido um dos modelos (H_0) contra o modelo alternativo (H_1) — implica rejeitar H_0 em favor de H_1. Por outro lado, um valor positivo e significativo de N é interpretado como uma forte evidência contra H_0 em favor de um modelo alternativo, "que difere de H_0 de uma forma distinta daquela em que H_0 e H_1 diferem entre si" [ver Pesaran (1974, p. 158)].

Os valores encontrados para N foram todos positivos, porém não-significativos, quer o modelo mantido tenha sido a especificação desagregada (com P_X e P_M) ou a especificação agregada (com P_T). Portanto, o teste não fornece evidência contra nenhum dos modelos, nem permite discriminar entre eles. Este resultado reforça a visão de complementaridade sugerida anteriormente: ambos os modelos são úteis e igualmente válidos para a análise das questões em que estamos interessados.

5 — Resumo e conclusões

O objetivo central deste trabalho foi analisar teórica e empiricamente a proposição de que a alteração de preços relativos entre bens comerciáveis e bens domésticos, requerida para restabelecer o equilíbrio externo da economia, pode ser reduzida a uma alteração na relação taxa de câmbio/taxa de salário. A aceitação (explícita ou implícita) dessa hipótese está

[31] Modelos lineares que pertencem a diferentes famílias paramétricas, de tal forma que um modelo não se encontra compreendido em outro: Pode-se demonstrar que, quando se trata de modelos *nested*, o uso de $\overline{R}^2$ é não só dispensável como errôneo [ver Pesaran (1974, p. 153)].

na base de um bom número de recomendações recentes a respeito da pretendida desindexação da economia brasileira e, mais particularmente, sobre o emprego das políticas cambial e salarial.

O quadro de referência teórico da análise foi um modelo de equilíbrio geral, que distingue as duas categorias de bens (comerciáveis e domésticos) e que é considerado, modernamente, o instrumental analítico mais adequado para o exame de ajustamento macroeconômico de economias pequenas e com um grau significativo de abertura ao comércio exterior.

Diante de choques de oferta — tais como as duas substanciais elevações do preço do petróleo em 1973 e 1979/80 —, cujos principais efeitos são o *deficit* comercial e o desemprego, o modelo mostra que a correção do desequilíbrio externo requer uma elevação do preço relativo dos bens comerciáveis, produzida por uma desvalorização real da moeda doméstica, que seja percebida como permanente pelos agentes econômicos. A desvalorização contribuirá também para a redução do desemprego, a qual, entretanto, não pode prescindir da utilização conjunta de políticas compensatórias de demanda e de oferta.

Reduzir a alteração necessária nos preços relativos dos bens comerciáveis à alteração da relação câmbio/salário depende, por sua vez, da verificação de algumas hipóteses simplificadoras, cuja relevância teórica e evidência empírica para o caso brasileiro também foram avaliadas. As condições examinadas não permitem a visualização do preço dos bens comerciáveis como uma relação câmbio/salário, estritamente. O salário não constitui uma parcela suficientemente importante do custo de produção para dispensar a consideração de outros componentes de custo. Por outro lado, em uma situação de indexação generalizada como a brasileira, a desvalorização cambial dificilmente será capaz de estabelecer uma alteração permanente no preço relativo dos bens comerciáveis. Assim, apesar da óbvia associação entre o preço relativo dos bens comerciáveis e a relação câmbio/salário, a aproximação do primeiro pela segunda não será perfeita nem duradoura.

Duas foram as formas de aproximar empiricamente o preço relativo dos bens comerciáveis neste trabalho: em primeiro lugar, e seguindo uma lógica teórico-conceitual, a aproximação foi feita através da relação câmbio/salário; e, em uma segunda etapa, a partir do uso dos índices de preços habitualmente publicados.

No tocante à evolução do preço relativo em questão, no período analisado por nós, a evidência empírica levantada aponta para uma clara

queda, a partir de 1980, em ambas as formas de aproximação. Esta queda chega a tal intensidade de modo a trazer o preço relativo dos bens comerciáveis a níveis próximos, ou mesmo inferiores, aos vigentes em 1973, em um movimento claramente contrário à lógica da nossa estrutura teórica, que preconizaria alterações em outro sentido face aos desequilíbrios existentes na economia e agravados sobremaneira a partir de então.

Situação inversa ocorre em inícios de 1983. A maxidesvalorização do câmbio, reforçada por novas regras de indexação salarial, inequivocamente eleva a relação câmbio/salário no sentido de uma desvalorização real necessária ao ajustamento da economia à situação de desequilíbrio externo.

A estimação da equação da balança comercial, em função dos preços relativos e da renda, apresentou resultados bastante satisfatórios, tendo em vista as particularidades da experiência brasileira durante o período coberto pela análise. O preço relativo dos bens comerciáveis — medido diretamente ou aproximado pela relação câmbio/salário — apresentou sinal negativo e significativo na maioria das equações estimadas, confirmando o resultado da análise gráfica da Seção 3, ou seja, de que este preço evoluiu, em boa parte do período em exame, no sentido contrário ao requerido para o restabelecimento do equilíbrio externo da economia. Quando a variável preço foi desagregada em preço de exportáveis e preço de importáveis, os sinais foram os esperados: positivo e negativo, respectivamente.

O coeficiente da renda real apresentou o sinal positivo, muito embora só aparecendo estatisticamente diferente de zero em uma equação. Este resultado é coerente com a expectativa de que o conteúdo de importações no produto se tenha reduzido paralelamente ao crescimento da renda (na fase anterior a 1981), como conseqüência dos programas de substituição de importações aprofundados a partir de 1975.

A questão adicional da escolha entre as duas versões do modelo — separando os preços de exportáveis e de importáveis e, em seguida, agregando-os no preço de comerciáveis — foi tratada como escolha entre *non-nested linear models.* O teste estatístico correspondente não revelou evidência contra nenhum dos modelos, nem permitiu discriminar entre eles. Este resultado apóia o ponto de vista de que as duas versões se complementam: enquanto a especificação agregada fornece uma visão sintética do efeito do comportamento do preço dos bens comerciáveis, a versão desagregada permite verificar que o impacto negativo sobre a balança comercial teve origem, basicamente, no preço relativo dos importáveis.

Apêndice 1

Tabela A.1

Preço relativo dos bens comerciais (séries alternativas)

Ano-Mês	Série I	Série II	Série III	Série IV	Série V
1978 — 01	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
02	100,8	99,5	100,6	100,3	98,7
03	113,4	111,0	104,5	100,7	98,4
04	106,2	104,7	101,3	101,2	100,4
05	106,4	105,8	100,5	101,8	99,8
06	111,9	109,1	99,9	101,7	95,8
07	113,7	109,0	101,7	100,8	98,4
08	120,1	114,0	103,6	101,3	98,6
09	115,8	108,8	106,1	101,6	97,8
10	128,3	113,8	117,1	102,4	99,8
11	102,5	97,0	99,0	100,1	100,4
12	82,5	76,0	105,2	102,9	99,4
1979 — 01	111,8	105,1	109,4	102,1	101,2
02	110,5	103,6	110,0	101,9	99,1
03	123,8	116,6	113,0	102,5	98,6
04	113,9	108,7	105,0	102,5	99,9
05	121,0	116,3	106,4	101,7	103,1
06	121,7	114,5	106,7	103,0	104,3
07	121,9	114,2	109,1	101,8	105,4
08	135,9	127,1	114,9	102,7	107,3
09	132,6	122,4	121,3	104,2	107,9
10	138,8	131,8	119,3	107,2	108,9
11	119,6	111,8	111,9	107,4	108,7
12	115,8	107,5	150,1	107,2	117,3
1980 — 01	155,5	144,6	149,6	109,8	120,8
02	157,4	148,2	154,7	108,3	122,8
03	162,7	158,1	152,9	108,1	123,6
04	152,2	143,4	138,3	110,6	122,3
05	151,5	140,5	130,0	113,7	122,4
06	152,3	140,9	133,1	114,3	122,9
07	158,6	147,2	135,3	117,8	122,5
08	161 1	149,1	140,8	117,5	120,2
09	165,8	153,6	142,7	117,4	121,8
10	157,1	148,9	127,2	122,6	117,9
11	131,7	125,8	114,2	126,8	120,5
12	101,1	96,2	118,4	123,2	117,1
1981 — 01	141,8	123,6	117,5	121,7	115,5
02	129,2	130,6	121,6	120,8	114,5
03	132,1	133,2	129,7	122,5	114,4
04	115,5	120,3	106,3	122,1	116,4
05	109,9	117,9	94,6	124,5	116,4
06	113,9	124,4	96,3	124,4	116,9
07	116,1	130,2	98,8	122,6	113,0
08	117,8	130,8	104,5	118,8	113,4
09	124,8	136,1	110,6	118,6	112,1
10	118,5	128,0	97,4	120,8	116,5
11	102,3	108,1	91,2	122,7	116,1
12	78,6	84,4	92,7	121,6	117,6

Ano-Mês	Série I	Série II	Série III	Série IV	Série V
1982 — 01	101,6	112,2	96,1	121,5	114,2
02	106,0	119,0	97,6	120,2	112,5
03	119,6	135,9	100,5	120,1	111,1
04	107,8	120,1	85,7	120,5	111,0
05	105,6	118,5	81,5	118,6	110,0
06	105,2	123,2	78,9	122,5	109,1
07	109,5	128,2	83,4	121,2	108,7
08	114,5	135,1	86,9	117,3	106,8
09	118,8	133,6	90,2	116,4	107,7
10	104,0	126,0	76,9	117,8	108,8
11	94,6	111,4	73,0	118,6	110,0
12	73,5	84,3	78,1	118,2	111,5
1983 — 01	91,6	107,9	82,5	120,6	115,6
02	144,6	169,9	114,7	117,7	120,4
03	149,4	177,7	123,2	119,7	121,4
04	133,7	158,6	107,5	123,1	122,9
05	137,9	165,7	101,1	122,7	122,8
06	148,0	179,0	108,5	127,3	122,7
07	158,0	195,7	119,2	131,1	122,8
08	179,6	224,7	129,0	131,0	123,9
09	187,5	231,3	143,8	136,7	129,6
10	191,5	236,7	129,2	145,5	132,7
11	164,1	204,4	117,1	146,6	133,2
12	122,4	153,7	120,7	145,9	131,9

Fonte das informações e método de construção:

Série I — relação câmbio/salário: E = taxa de câmbio efetiva; P = índice de preços no atacado nos Estados Unidos; e W = índice de salário médio da FIBGE (corrigido por variações na produtividade).

Série II — relação câmbio/salário: E = taxa de câmbio do dólar americano; P = índice de preços no atacado nos Estados Unidos; e W = índice de salário médio da FIBGE (corrigido por variações na produtividade).

Série III — relação câmbio/salário: E = taxa de câmbio efetiva; P = índice de preços no atacado nos Estados Unidos; e W = índice de salário médio da ABDIB.

Série IV — decomposição da inflação IGP/DI (Coluna 2):

$$\frac{P_T}{P_H} = \frac{0{,}6IPA}{0{,}3ICV + 0{,}1ICC}$$

onde:: IPA = índice de preços por atacado/disponibilidade interna (Coluna 3); ICV = índice de custo de vida (Rio de Janeiro) (Coluna 5); e ICC = índice de custo da construção (Rio de Janeiro) (Coluna 7).

Série V — mensuração direta com P_H obtido residualmente:

$$P = P_T^{0,4} \cdot P_H^{0,6}$$

$$P_T = P_I^{0,6} \cdot P_A^{0,25} \cdot P_M^{0,15}$$

onde: P = índice geral de preços IGP/DI (Coluna 2); P_I = índice de preços industriais (Coluna 26); P_A = índice de preços agrícolas (Coluna 17); e P_M = índice de preços das importações (Coluna 39) (corrigido pela variação câmbio/dólar).

TABELA A.2

Preço dos bens comerciáveis e dos bens domésticos (séries alternativas)
(1977 = 100)

Ano-Trimestre		Série A		Série B		Série C		Série D		Série E	
		P_T	P_H	P_T	P_H	P_T	P_H	P_T	P_H	P_T	P_H
1973	I	26,1	22,4	26,9	22,4	29,2	27,8	27,5	29,3	20,8	35,3
	II	27,8	23,6	27,6	23,6	30,1	29,1	28,6	30,1	22,0	35,2
	III	29,2	24,6	28,0	24,6	31,1	29,8	29,9	31,1	25,7	34,4
	IV	29,3	26,2	29,1	26,2	32,3	31,0	31,6	31,9	28,2	34,3
1974	I	31,5	27,8	31,6	27,8	34,6	33,4	34,6	33,8	31,6	35,9
	II	36,1	30,1	35,8	30,2	39,1	37,1	39,1	37,9	37,6	39,0
	III	40,0	32,6	40,5	32,6	41,2	39,2	40,4	40,3	39,7	40,8
	IV	43,9	35,0	43,5	35,0	43,3	41,0	43,0	41,9	44,6	40,9
1975	I	48,0	38,8	46,1	38,8	46,0	43,7	45,8	44,6	46,5	44,1
	II	50,5	42,4	48,6	42,4	48,5	46,6	48,6	47,2	46,7	48,4
	III	50,8	45,8	51,5	45,8	52,1	49,8	51,7	50,6	46,8	54,1
	IV	55,0	51,0	55,6	51,0	55,9	53,2	54,5	54,8	48,0	59,7
1976	I	60,2	55,8	60,2	55,8	61,0	58,5	60,1	59,9	59,6	63,7
	II	65,2	63,8	68,0	63,8	67,3	69,8	66,8	66,4	65,3	67,5
	III	70,5	69,1	73,5	69,1	75,0	72,4	71,4	72,8	69,5	76,9
	IV	78,1	78,8	80,2	78,8	81,2	78,2	80,5	79,6	79,9	80,2
1977	I	84,8	87,0	87,5	87,0	88,4	86,9	88,8	86,8	89,1	86,5
	II	94,6	96,9	96,0	96,9	98,3	96,9	98,9	97,8	100,4	94,1
	III	107,0	101,7	104,5	101,7	102,4	103,9	102,8	104,4	[illegible]	104,8
	IV	114,5	114,3	111,9	114,3	109,9	112,2	109,5	113,9	[illegible]	114,6
1978	I	127,0	124,4	121,5	124,0	120,0	121,0	119,0	[illegible]	111,7	[illegible]
	II	140,1	138,9	133,7	138,9	135,1	142,7	139,0	134,1	[illegible]	[illegible]
	III	156,9	150,7	144,4	150,7	145,1	145,1	142,7	146,8	128,4	[illegible]
	IV	178,5	169,1	158,6	169,1	157,7	156,9	155,7	[illegible]	137,4	171,0
1979	I	201,4	181,1	183,4	181,1	178,7	172,2	171,5	174,0	[illegible]	[illegible]
	II	[illegible]	217,0	213,0	217,9	194,3	192,8	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
	III	269,8	253,4	243,5	253,4	[illegible]	219,9	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
	IV	349,4?	274,2	316,8	274,2	271,6	[illegible]	282,2	[illegible]	[illegible]	[illegible]
1980	I	468,8?	386,6	430,5	386,6	424,8?	402,6	354,6?	293,7?	443,5?	[illegible]
	II	543,5	466,5	[illegible]	466,5	[illegible]	[illegible]	[illegible]	347,6	[illegible]	[illegible]
	III	[illegible]	442,2	[illegible]	442,2	[illegible]	418,5?	514,1?	[illegible]	[illegible]	[illegible]
	IV	698,9?	582,3	644,1	582,4	633,9?	493,7?	616,5?	525,6	[illegible]	521,8?

Ano-Trimestre	Série A		Série B		Série C		Série D		Série E	
	P_T	P_H	P_T	P_H	P_T	P_H	P_T	P_H	P_T	P_H
1981 — I	781,7	633,5	761,0	633,5	736,2	612,8	741,8	653,0	724,0	663,2
II	897,2	905,7	929,1	905,7	887,8	726,9	897,6	778,1	881,5	786,9
III	1.038,2	988,4	1.112,7	988,4	1.029,1	869,3	1.034,9	921,9	1.014,6	933,5
IV	1.266,7	1.348,8	1.312,2	1.348,8	1.194,7	994,0	1.215,8	1.052,2	1.202,3	1.059,3
1982 — I	1.424,6	1.447,6	1.542,6	1.447,6	1.412,8	1.582,3	1.411,6	1.267,5	1.379,0	1.286,3
II	1.630,9	1.985,9	1.794,7	1.985,9	1.702,1	1.429,8	1.677,2	1.540,7	1.564,1	1.615,2
III	1.869,7	2.145,6	2.140,8	2.145,6	2.020,7	1.730,9	1.980,0	1.857,4	1.811,5	2.596,1
IV	2.289,3	3.003,7	2.609,6	3.003,7	2.329,1	1.995,4	2.313,1	2.122,1	2.212,6	2.184,9
1983 — I	3.445,7	3.213,7	3.939,6	3.213,7	2.905,9	2.466,9	2.998,3	2.539,5	3.219,3	2.427,9
II	4.721,9	4.453,4	5.484,8	4.452,4	3.809,6	3.099,4	3.964,7	3.262,2	4.385,6	3.048,5
III	6.226,3	4.748,0	7.482,5	4.748,0	5.418,4	4.123,0	5.587,0	4.493,6	5.822,0	4.367,9
IV	8.408,4	6.871,9	10.147,9	6.871,9	7.638,9	5.298,2	7.892,6	6.014,9	8.120,1	5.897,3

Fonte das informações e método de construção:

Série A — relação câmbio/salário: E = taxa de câmbio do dólar americano; P = índice de preços no atacado nos Estados Unidos; e W = índice de salário médio da ABDIB.

Série B — relação câmbio/salário: E = taxa de câmbio efetiva; P = índice de preços no atacado nos Estados Unidos; e W = índice de salário médio da ABDIB.

Série C — decomposição da inflação IGP/DI (Coluna 2):

$$\frac{P_T}{P_H} = \frac{0{,}6IPA}{0{,}3ICV + 0{,}1ICC}$$

onde: IPA = índice de preços por atacado/disponibilidade interna (Coluna 4); ICV = índice de custo de vida (Rio de Janeiro) (Coluna 5); e ICC = índice de custo de construção (Rio de Janeiro) (Coluna 7).

Série D — mensuração direta com P_H obtido residualmente:

$$P = P_T^{0,4} \cdot P_H^{0,6}$$

$$P_T = P_I^{0,6} \cdot P_A^{0,25} \cdot P_M^{0,15}$$

onde: P = índice geral de preços IGP/DI (Coluna 2); P_I = índice de preços industriais (Coluna 26); P_A = índice de preços agrícolas (Coluna 17); e P_M = índice de preços das importações (Coluna 39) (corrigido pela variação câmbio/dólar).

Série E — mensuração direta com P_H obtido residualmente:

$$P = P_T^{0,4} \cdot P_H^{0,6}$$

$$P_T = P_X^{0,5} \cdot P_M^{0,5}$$

onde: P = índice geral de preços IGP/DI (Coluna 2); P_X = índice de preços das exportações (Coluna 13) (corrigido pela variação câmbio/dólar); e P_M = índice de preços das importações (Coluna 39) (corrigido pela variação câmbio/dólar).

OBS.: Praticamente todos os dados originais podem ser obtidos em *Conjuntura Econômica*.

Tabela A.3

Preço relativo dos bens comerciáveis (séries alternativas)

Ano-Trimestre		Série A	Série B	Série C	Série D	Série E
1973 —	I	117,0	119,8	104,7	93,8	58,4
	II	119,0	116,7	103,6	93,8	64,7
	III	119,6	114 3	104,1	95,7	74,5
	IV	112,4	110,8	104,1	98,8	81,9
1974 —	I	114,0	114,5	103,3	102,0	87,5
	II	120,9	119,0	105,9	102,8	95,7
	III	123,3	124,0	104,8	99,9	96,9
	IV	125,7	124,0	105,6	102,6	108,5
1975 —	I	124,6	118,7	105,1	103,5	105,2
	II	119,7	114,7	104,0	102,7	96,2
	III	111,4	112,2	104,4	103,1	86,1
	IV	108,5	109,1	104,9	99,3	80,1
1976 —	I	106,5	107,9	104,0	100,0	85,3
	II	103,0	106,7	102,1	100,2	96,3
	III	102,7	106,3	103,4	100,6	89,8
	IV	99,8	101,8	103,7	101,0	99,2
1977 —	I	97,9	100,4	101,5	102,0	102 6
	II	98,3	99,0	101,4	101,9	109,2
	III	102,0	102,7	99,3	98,2	97,0
	IV	101,7	97,9	97,7	97,8	91,4
1978 —	I	102,6	97,6	98,9	97,7	89,1
	II	101,5	96,2	100,2	97,4	90,9
	III	104 7	95,6	99,8	97,0	81,1
	IV	108,1	93,7	100,4	98,6	79,8
1979 —	I	111,8	101,2	100,8	98,3	83,2
	II	107,0	98,0	100,7	101,1	92,2
	III	116,1	104,1	101,5	105,5	103,2
	IV	128,2	115,5	105,8	110,2	125,2
1980 —	I	153,8	140,2	107,2	120,8	173,5
	II	134,7	120,8	110,9	120,9	164,1
	III	140,9	125,6	116,0	119,9	141,2
	IV	121,0	110,8	123,5	116,9	118,9
1981 —	I	124,0	119,9	126,0	113,3	108,4
	II	100,0	102,7	122,0	115,1	111,3
	III	105,5	112,4	118,3	112,0	108,1
	IV	94,6	97,4	120,0	115,2	112,7
1982 —	I	99,0	106,4	118,9	111,1	106,5
	II	82,7	90 4	118,8	108,6	96,2
	III	87,6	99,7	116,7	106,3	91,3
	IV	76,7	87,0	116,6	108,7	100,4
1983 —	I	107,2	122,6	117,8	118,1	135,6
	II	106,0	123,2	122,9	121,5	143,9
	III	131,1	157,6	131,4	124,3	133,2
	IV	122,4	147,7	144,2	131,3	138,0

NOTA: Para a fonte de dados e a metodologia de construção, ver Tabela A.2

Apêndice 2 — Fonte das informações e descrição da construção

B_1 — Saldo comercial global por trimestre. Calculado a partir das informações mensais da CACEX em dólares e transformado em cruzeiros pela taxa de câmbio média do mês.

B_3 — Saldo comercial excluindo café (exportado) e petróleo (importado). Calculado da mesma forma que em B_1.

P_{H1} — Preço dos bens domésticos. Ver Série A da Tabela A.2.

P_{H2} — Preço dos bens domésticos. Ver Série D da Tabela A.2.

P_X — Preço dos produtos exportáveis. Ver Série E da Tabela A.2.

P_M — Preço dos produtos importáveis. Ver Série E da Tabela A.2.

$\tilde{Q}$ — Índice de renda real [ver Cardoso (1981, pp. 632-5)]. Estendido e recalculado por nós.

Bibliografia

CAMARGO, José M., e LANDAU, Elena. *Variações de demanda, estrutura de custos e margem bruta de lucros.* Texto para Discussão, 34. Rio de Janeiro, PUC, 1982.

CARDOSO, Eliana A. Uma equação para a demanda de moeda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico,* Rio de Janeiro, *11* (3):617-36, dez. 1981.

CARDOSO, Eliana A., e DORNBUSCH, Rudiger. *Taxas de câmbio efetivas, nominais e reais: Brasil, 1959/78.* Texto para Discussão Interna, 25. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1980.

CHUNG, Jae W. The effects of material costs in inflation in U. S. manufacturing industries. *Applied Economics, 11,* 1979.

CONSIDERA, Claudio M. Preços, *mark up* e distribuição funcional da renda na indústria de transformação: dinâmica de longo e de curto prazo — 1959 80. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro, *11* (3) :637-702, dez. 1981.

CORBO, Vittorio. *Relative prices, expenditures and the trade balance the case of Chile*. Trabalho apresentado no II Encontro Regional Latino Americano da Econometric Society. Rio de Janeiro, 1982

CORDEN, W. Max. The geometric representation of policies to attain internal and external balance. *Review of Economic Studies*, 28, out. 1960.

COX, D. R. *Tests of separate families of hypotheses*. Proceedings of the Fourth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability, Vol. 1. Berkeley, The University of California Press, 1961.

————. Further results on test of separate families hypotheses. *Journal of the Royal Statistical Society*, Série B, 24, 1962.

DORNBUSCH, Rudiger. Real and monetary aspects of the effects of exchange rate changes. In: ALIBER, Robert Z., ed. *National monetary policies and the international financial system*. The University of Chicago Press, 1974.

————. *Open economy macroeconomics*. New York, Basic Books, 1980

HIDALGO, Alvaro B. *Efeitos dos termos de troca internacionais sobre o mercado interno brasileiro: uma análise de equilíbrio geral*. Tese de Doutorado, apresentada à FEA/USP. São Paulo, 1983

JONES, Ronald W., e CORDEN, W. Max. Devaluation, non flexible prices and the trade balance for a small country. *The Canadian Journal of Economics, IX*, fev. 1976.

MEADE, James E. The price mechanism and the Australian balance of payments. *Economic Record, 32*, nov. 1956.

MODIANO, Eduardo A. A dinâmica de salários e preços na economia brasileira: 1966 81. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro, *13* (1) :39-68, abr. 1983.

MOURA DA SILVA, Adroaldo. Inflação: reflexões à margem da experiência brasileira. *Revista de Economia Política,* I, jul./set. 1981.

MUSALEM, Alberto R. Salário real, produtividade, progresso tecnológico, emprego e preço relativo dos manufaturados no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico,* Rio de Janeiro, *12* (1) :23-50, abr. 1982.

————. Relative price of nontraded goods, commercial policy and cycles in Brasil. *Revista de Econometria,* Ano II, abr. 1983.

PESARAN, M. H. On the general problem of model selection. *The Review of Economic Studies, XLI,* abr. 1974.

PRACHOWNY, Martin F. J. *Macroeconomic analysis for small open economies.* Discussion Paper, 445. Kingston, Canadá, Queen's University, 1981.

RICHARDSON, J. David. Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price. *Journal of International Economics, 8,* maio 1978.

SALTER, W. E. G. Internal and external balance: the role of price and expenditure effects. *Economic Record, 35,* ago. 1959.

SWAN, Trevor. Economic control in a dependent economy. *Economic Record, 36,* mar. 1960.

WONNACOTT, Ronald J., e WONNACOTT, Thomas H. *Econometrics.* New York, John Wiley & Sons, 1970.

(Originais recebidos em abril de 1984. Revistos em outubro de 1984.)

Sistemas alternativos de indexação salarial: uma análise teórica *

Francisco Lafaiete Lopes **

Este trabalho contém uma análise teórica comparativa de diferentes sistemas de indexação salarial, com ênfase nas suas implicações sobre a dinâmica inflacionária, a distribuição de renda e as conseqüências inflacionárias de desvalorizações cambiais. São analisados sistemas com periodicidade fixa, endogenamente determinada ou decrescente ao longo do tempo e com recomposição total ou parcial do pico prévio do salário real. As propriedades de cada sistema são investigadas com e sem a suposição de inércia na formação de preços de insumos intermediários. O trabalho examina também o regime de livre negociação salarial como um sistema alternativo de indexação salarial.

1 — Introdução

Nos últimos 20 anos, os reajustes de salários foram regulados na economia brasileira por diversos regimes de política salarial. O estudo desta experiência tem permitido um entendimento mais preciso da relação entre indexação salarial e dinâmica inflacionária, o que sem dúvida é um pré-requisito essencial à concepção de um programa efetivo de combate à inflação. Em termos deste objetivo, entretanto, parece interessante ampliar o campo de investigação, de modo a incorporar também algumas regras alternativas de indexação salarial, não contidas na experiência brasileira. Isto define o objeto do presente estado, que pretende uma análise teórica comparativa de diferentes sistemas de reajuste salarial, com ênfase nas implicações da indexação sobre a dinâmica inflacionária, a distribuição de renda e as conseqüências inflacionárias das desvalorizações cambiais.

Uma noção que vale a pena introduzir logo no início é a de indexação passiva ou ativa de salários. A distinção é semelhante à que se faz entre

* Trabalho realizado com o apoio do Programa Nacional de Pesquisa Econômica (PNPE). O autor beneficiou-se dos comentários de colegas, de várias turmas de estudantes do Departamento de Economia da PUC/RJ e de dois leitores anônimos desta revista.

** Do Departamento de Economia da PUC/RJ

as políticas monetárias ativa e passiva [ver Oliveira (1970)]: a primeira tenta determinar a evolução da taxa de inflação, enquanto a segunda acomoda a taxa de inflação produzida pelo sistema econômico sem afetar o seu comportamento ao longo do tempo. Por analogia, podemos dizer que a indexação de salários é passiva quando responde a variações da taxa de inflação sem afetar sua evolução ao longo do tempo e é ativa quando se torna um dos determinantes da trajetória inflacionária.

O tipo de política salarial que vigorou entre novembro de 1979 e janeiro de 1983, baseada em reajustes semestrais com recomposição do pico de salário real (ou seja, repondo integralmente a cada reajuste a inflação acumulada desde o último reajuste) é um exemplo de indexação passiva de salários. [1] A taxa de reajuste salarial em cada mês era igual à inflação semestral passada, mas a política salarial não parece ter contribuído em nada para o combate à inflação. De fato, como se verá adiante, este tipo de indexação salarial tende a perpetuar a taxa de inflação passada.

Um exemplo de indexação ativa de salários pode ser encontrado no sistema de política salarial que existiu até 1979, [2] baseado em reajustes de periodicidade fixa mas recomposição parcial do pico de salário real. Com *mark-ups* relativamente estáveis, reajustes salariais abaixo da inflação passada produzem inevitavelmente uma tendência à desaceleração inflacionária. Idealmente, esta política deveria compatibilizar a recomposição parcial do pico de salário real com a manutenção de um salário real médio constante ao longo do tempo, mas na prática isto não ocorreu: quando o controle de salários foi realmente ativo (entre 1965 e 1968), o salário real médio parece ter sido efetivamente reduzido [ver Lara Resende (1982)].

Enquanto do ponto de vista do combate à inflação importa saber se a indexação de salários é ativa ou passiva, do ponto de vista da distribuição de renda o que interessa é o grau de indexação da política salarial. Num

[1] Estamos ignorando aqui a diferenciação dos reajustes salariais por classe de renda, que caracterizou as leis salariais do período, porque parece haver consenso na literatura de que isto praticamente não teve efeito sobre a evolução da folha total de salários [ver, a respeito, Camargo (1980), Baumgarten (1981) e Carvalho (1981)]. A partir do Decreto-Lei 2.012, de janeiro de 1983, que eliminou o adicional de 10% do INPC para a faixa de um a três salários mínimos, a hipótese de recomposição do pico prévio parece ter perdido sua relevância para explicar a evolução da folha total de salários.

[2] A rigor, a política salarial no período 1968/79, ainda que potencialmente ativa, na prática foi passiva, recompondo o pico de salário real da mesma forma que se fez a partir de 1979 (exceto pela periodicidade, que era anual) [ver, a respeito, Simonsen (1974)].

sistema de indexação perfeita, o salário real fica totalmente invariante a oscilações na taxa de inflação, mas este caso é apenas uma curiosidade teórica. Qualquer sistema de reajustes periódicos de salários consegue, na prática, apenas uma indexação imperfeita, com a trajetória do salário real sendo sempre afetada em certa medida por variações no ritmo inflacionário.

Em geral, é mais conveniente avaliar o grau em que a regra de correção de salários indexa o salário real médio por períodos de tempo de determinada dimensão. Neste caso, o que se pretende é saber em que medida a distribuição dentro de cada período é perturbada pelas oscilações inflacionárias. Como se verá adiante, no sistema de reajustes salariais com periodicidade fixa e recomposição do pico, o grau de indexação do salário real médio é determinado pela freqüência de reajustes. Veremos também que é possível desenhar um sistema com periodicidade variável que indexa perfeitamente o salário real médio.

O grau de indexação salarial determina também o custo inflacionário de desvalorizações reais da taxa de câmbio. Uma desvalorização cambial produz alguma desvalorização real e alguma aceleração inflacionária. Quanto mais indexado for o sistema, menos se obtém em termos de desvalorização real como conseqüência de uma dada desvalorização nominal. No limite, com indexação perfeita, torna-se impossível obter qualquer desvalorização real.

Os conceitos de indexação ativa, indexação passiva e grau de indexação são fundamentais para o exame que faremos em seguida de alguns sistemas alternativos de indexação salarial. A Seção 2, que examina o sistema mais familiar de recomposição total do pico com periodicidade fixa, introduzirá o arcabouço analítico para a discussão posterior. A Seção 3 tratará do sistema de recomposição do pico com periodicidade endógena, a Seção 4 do sistema de redução do pico com periodicidade fixa, a Seção 5 do sistema de recomposição do pico com periodicidade decrescente ao longo do tempo e a Seção 6 do sistema de redução do pico com periodicidade endógena. Até este ponto a análise terá se baseado na hipótese de que o único elemento de inércia na dinâmica inflacionária é aquele que resulta da indexação salarial. A Seção 7 abandonará esta hipótese, supondo que os preços dos bens intermediários domésticos respondem com inércia à taxa de inflação, e examinará como os resultados anteriores são modificados neste caso. A Seção 8 abordará em linhas gerais a questão da livre negociação de salários sob o ângulo da indexação salarial. E, finalmente, o trabalho será encerrado com um resumo das suas principais conclusões.

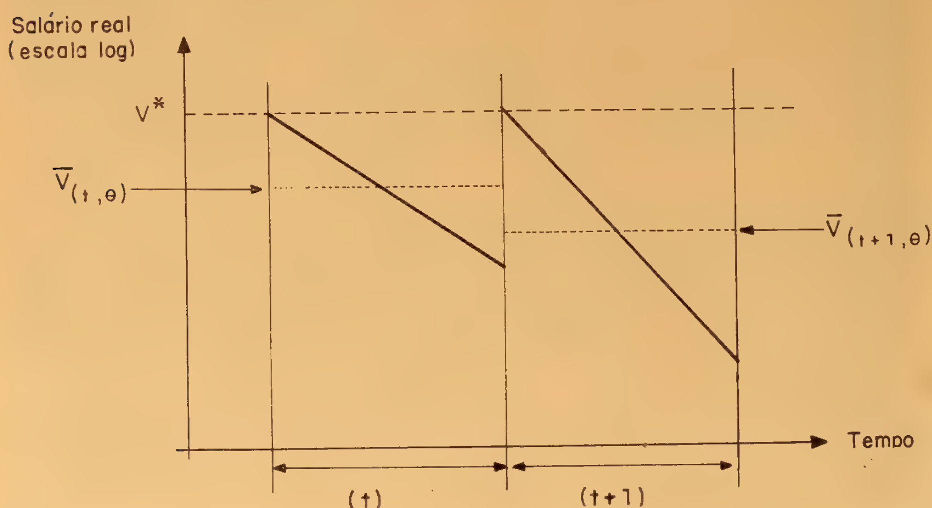
2 — Recomposição do pico de salário real com periodicidade fixa

O sistema mais comum de indexação salarial contempla reajustes salariais com periodicidade fixa e recomposição do pico de salário real. O Gráfico 1 ilustra a trajetória típica do salário real de um trabalhador representativo submetido a este sistema.

As datas de reajuste salarial são eqüidistantes no tempo, definindo os períodos (t), $(t+1)$, etc. No início de cada período, o salário nominal é reajustado de acordo com a inflação acumulada no período anterior, recompondo o pico de salário real, v^*. Dentro de cada período, o salário nominal permanece fixo, de modo que o salário real é erodido continuamente pela inflação até que se chegue à próxima data de reajuste, quando ocorre nova recomposição do pico de salário real. O salário real médio no período (t) deste indivíduo representativo θ é indicado por $\bar{v}_{(t,\theta)}$. Note-se que as distâncias verticais no gráfico estão representadas em escala logarítmica, de modo que uma queda linear do salário real corresponde a uma inflação constante (dentro de cada período). No que se segue esta hipótese será adotada sistematicamente no desenho dos gráficos.

Pode-se ver no Gráfico 1 que o sistema indexa imperfeitamente o salário real médio. A queda mais acentuada do salário real ao longo do período

Gráfico 1



$(t + 1)$ indica que houve uma aceleração inflacionária, tendo como conseqüência uma redução do salário real médio: $\bar{w}_{(t+1)}$ é menor que $\bar{w}_{(t)}$. Esta é uma propriedade básica deste sistema de reajuste salarial: a relação inversa entre taxa de inflação e salário real médio.

O Gráfico 2 ilustra duas outras propriedades do sistema, e foi construído com a hipótese de taxa de inflação igual tanto nos períodos (t) e $(t + 2)$ como nos períodos $(t + 1)$ e $(t + 3)$. Observe-se também que nos primeiros dois períodos o número de reajustes salariais é menor que nos dois últimos. A primeira propriedade a notar é que o salário real médio é maior, *ceteris paribus*, quando ocorrem reajustes salariais mais freqüentes: no período $(t + 2)$, em que ocorrem três reajustes, o salário real médio é maior que no período (t), em que a taxa de inflação é a mesma mas há apenas um reajuste. O mesmo resultado é obtido da comparação dos períodos $(t + 3)$ e $(t + 1)$.

A segunda propriedade revelada pelo Gráfico 2 é que a sensibilidade do salário real médio a variações da taxa de inflação tende a diminuir quando a freqüência dos reajustes aumenta. O gráfico foi construído de

Gráfico 2



modo a representar, entre os períodos $(t + 2)$ e $(t + 3)$, a mesma aceleração inflacionária que ocorre entre os períodos (t) e $(t + 1)$. Apesar disso, a queda de salário real médio é mais acentuada na passagem para $(t + 1)$ do que na passagem para $(t + 3)$, refletindo o efeito amortecedor do maior número de reajustes sobre o impacto da oscilação inflacionária nesta variável. Evidentemente, no limite, quando o número de reajustes por período tende para infinito, o salário real médio torna-se absolutamente insensível a variações na taxa de inflação.

Tipicamente, numa economia real, as datas de reajuste salarial são diferentes para vários grupos de trabalhadores, o que produz uma família de trajetórias de salário real, semelhantes às representadas no Gráfico 1 mas dessincronizadas no tempo. Se fixarmos uma sucessão de períodos de análise, de dimensão igual ao período-padrão entre reajustes, e agregarmos os salários reais de todos os trabalhadores por período, obtemos uma seqüência de valores do salário real médio, $\bar{v}_{(t)}$, da totalidade da força de trabalho.

Pode-se provar que este salário real médio agregado tem as mesmas propriedades identificadas acima para o salário real médio do trabalhador representativo, ou seja, é inversamente relacionado com a taxa de inflação e diretamente com a freqüência de reajustes, tendendo a ser menos sensível a variações da taxa de inflação quando o número de reajustes por período aumenta. Algebricamente:

$$\bar{v}_{(t)} = v(\hat{q}_t, n) \quad (1)$$

com $v'_1 < 0$, $v'_2 > 0$ e $v'_1 \rightarrow 0$ quando $n \rightarrow \infty$, e onde $\hat{q}_t$ é a taxa de inflação acumulada ao longo do período (t) e n o número de reajustes por período.[3]

Quais as características da dinâmica inflacionária gerada por este sistema de indexação salarial? Para responder a esta questão, temos que introduzir

[3] Uma derivação formal deste resultado de agregação pode ser encontrada em Lopes (1984), onde se verá também que a formulação correta da equação (1), na hipótese de inflação constante dentro de cada período (de dimensão fixa), é:

$$\bar{v}_{(t)} = v(\hat{q}_t, \hat{q}_{t-1}, n, v^*)$$

com $v'_1 < 0$, $v'_2 < 0$, $v'_3 > 0$ e $v'_4 > 0$. Todavia, os termos omitidos na equação (1) não têm maior relevância para a análise desta seção.

hipóteses adicionais sobre o processo de formação de preços da economia. Nossa notação indicará por q_t o valor de um índice de preço no final de (t) e por p_t o valor médio em (t) do mesmo índice, com $\hat{q}_t$ representando a taxa de inflação correspondente ao longo de (t) e $\hat{p}_t$ a taxa média de inflação entre (t) e $(t-1)$. Note-se que, em geral, $\hat{q}_t$ e $\hat{p}_t$ são positivamente correlacionados.[4]

Nossas hipóteses sobre formação de preços serão inicialmente as seguintes:

a) o preço agregado médio em (t) é uma média ponderada dos preços nos mercados não-competitivos (p_t^n) e competitivos (p_t^f):

$$p_t = a p_t^n + (1 - a) p_t^f \qquad (2)$$

b) nos mercados não-competitivos os preços são formados com base em um *mark-up* (m) constante sobre o custo unitário, composto de custos de mão-de-obra e de insumos importados:

$$p_t^n = (b w_t + c p_t^*) (1 + m) \qquad (3)$$

onde b e c são os coeficientes técnicos para mão-de-obra e insumos importados, w_t é o salário nominal e p_t^* o preço em cruzeiros dos insumos, e

c) nos mercados competitivos os preços dependem da renda nominal da economia (x) e de um parâmetro de deslocamento (z) que representa choques de oferta:

$$p_t^f = g x_t + z p_t \qquad (4)$$

onde g é um coeficiente fixo. Observe-se que um choque de oferta, ao provocar uma alteração no valor de z, tem como consequência uma variação, *ceteris paribus*, no preço relativo p^f/p.[5]

Posteriormente, a equação (3) será modificada, de modo a introduzir um elemento de inércia inflacionária na formação de preços. Não há dúvida que isto aumentará a generalidade e, possivelmente, o realismo do modelo, mas, por outro lado, a presente especificação tem a vantagem de nos permitir identificar com grande nitidez as consequências distributivas do maior ou menor grau de indexação salarial.

[4] Em particular, se a taxa de inflação é constante dentro de cada período, temos $\hat{p}_t = f(\hat{q}_t, \hat{q}_{t-1})$, com $f_1' > 0$ e $f_2' > 0$.

[5] Estas hipóteses correspondem ao conhecido modelo da economia de dois setores *fix price-flex price*, com oferta absolutamente inelástica no setor competitivo. Para maiores detalhes, ver, por exemplo, Okun (1981) ou Taylor (1983).

Combinando as equações (2), (3) e (4), obtemos a equação de preços:

$$p_t = a(bw_t + cp_t^*)\ (1+m) + (1-a)gx_t + (1-a)zp_t \qquad (5)$$

ou, dividindo todos os termos pelo índice de preços:

$$1 = a(bv(\hat{q}_t, n) + ce_t)\ (1+m) + (1-a)gy_t + (1-a)z \qquad (6)$$

onde $e_t = p_t^*/p_t$ é o preço real dos insumos importados e $y_t = x_t/p_t$ a renda real, supondo-se o salário real determinado pela equação (1), com $w_t/p_t = \bar{v}_{(t)} = v(\hat{q}_t, n)$.

Esta última equação mostra que, quando os preços relativos e_t e z permanecem constantes e a renda nominal x_t é controlada para manter estável a renda real y_t, o sistema tende a manter constante a taxa de inflação $\hat{q}_t$. Não há dúvida, portanto, que estamos analisando um controle passivo de salários.

Considere-se agora uma situação em que a taxa de crescimento da renda nominal, $\hat{x}_t$, sofre uma redução permanente. É claro que, se a renda real permanecer constante, isto significará uma redução da mesma magnitude na taxa média de inflação, $\hat{p}_t$, já que $y_t = x_t/p_t$ por definição. Mas uma queda em $\hat{p}_t$ significa uma queda em $\hat{q}_t$, o que é, *ceteris paribus*, incompatível com a equação (6): de fato, qualquer redução de $\hat{q}_t$ produz uma elevação do salário real, que só pode ser acomodada por uma redução da renda real y_t que tenha como conseqüência uma queda do preço real dos bens competitivos (p_t^f/p_t).

Segue-se que uma redução permanente de $\hat{x}_t$ resultará, no primeiro momento, em uma redução menos que proporcional em $\hat{p}_t$ e em uma queda do nível de atividade y_t. É claro, porém, que, enquanto $\hat{p}_t$ for menor que $\hat{x}_t$, $y_t = x_t/p_t$ estará caindo, o que, por sua vez, abre espaço na equação (6) para quedas adicionais em $\hat{q}_t$. Desta forma, $\hat{p}_t$ convergirá ao longo do tempo para o valor de $\hat{x}_t$, até que se atinja uma nova configuração de equilíbrio dinâmico com $\hat{p}_t = \hat{x}_t$, na qual o nível de atividade y_t ficará permanentemente abaixo do seu valor inicial.

O que se vê, portanto, é que nesta economia variações na renda nominal têm conseqüências sobre a renda real. A razão é que o regime de indexação salarial que estamos analisando introduz um elemento de inércia na dinâmica inflacionária, impedindo que as variações nominais se ajustem instantaneamente em resposta a choques nominais.

Como contrapartida, entretanto, esta inércia inflacionária permite que a economia absorva choques reais, como uma desvalorização real da taxa

de câmbio (aumento de e_t) ou uma crise de oferta nos mercados competitivos (aumento de z), sem redução do nível de atividade. A equação (6) mostra que uma desvalorização real pode ser acomodada através de uma redução do salário real ou de uma redução do preço real dos bens competitivos provocada por uma recessão. Se a política macroeconômica calibrar a renda nominal de modo a manter constante a renda real, o ajustamento ocorrerá através de um aumento da taxa de inflação que reduza o salário real. Neste regime de indexação salarial, a economia absorve choques reais através de acelerações inflacionárias, sem perturbação no nível de atividade.

Esta relação inversa entre salário real e taxa de inflação atua como uma espécie de estabilizador automático em relação aos choques reais. De fato, quando o número de reajustes salariais por período aumenta e esta relação tende a ser amortecida, com o salário real tornando-se progressivamente menos sensível às oscilações inflacionárias, o sistema torna-se cada vez mais instável. No limite, com indexação perfeita, qualquer choque real permanente tende a levar a taxa de inflação para infinito, se o nível de atividade permanece constante. Alternativamente, a recessão necessária para manter constante a taxa de inflação será tanto maior quanto mais freqüentes forem os reajustes salariais.

Isto, naturalmente, é uma das proposições do conhecido teorema de Fischer-Gray [ver Fischer (1977) e Gray (1976)]. A outra proposição que completa o teorema é que, à medida que o grau de indexação do sistema aumenta, as repercussões de variações da renda nominal sobre a renda real tendem a desaparecer. De fato, pode-se ver na equação (6) que, no caso extremo de indexação perfeita, quando o salário real torna-se invariante à taxa de inflação, variações em x_t repercutem proporcionalmente em p_t, de modo a manter fixo o nível de atividade (como é requerido pela equação), ou seja, um maior grau de indexação reduz a inércia inflacionária do sistema, tornando o produto real menos sensível a choques nominais, mas mais sensível a choques de oferta.

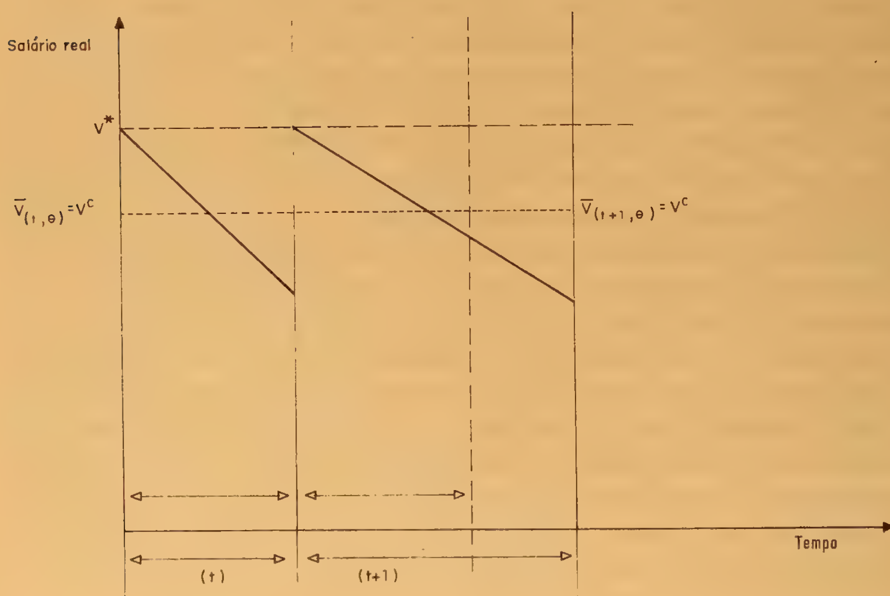
3 — Recomposição do pico de salário real — periodicidade endógena

A seção anterior examinou o caso de indexação perfeita como a situação limite de um sistema de periodicidade fixa, quando a freqüência de

reajustes por período tende para infinito. É difícil, entretanto, imaginar isto ocorrendo na realidade, porque existirão sempre restrições de ordem prática a um sistema de reajustes salariais muito freqüentes (com periodicidade, digamos, inferior a três meses). Ainda assim, pode-se obter a indexação perfeita do salário real médio com um sistema de periodicidade endógena. [6]

O Gráfico 3 ilustra o funcionamento deste sistema. A idéia básica é que um reajuste salarial deve ocorrer automaticamente sempre que o salário real médio acumulado desde o último reajuste atingir um certo valor crítico v^c, de modo que o salário real médio para os períodos entre

Gráfico 3



[6] Este sistema é conhecido nos países industrializados como *trigger-point indexation*. Na forma imperfeita em que foi aplicado em diversos países europeus, notadamente Bélgica e Itália, o sistema dá um aumento salarial fixo em valor nominal cada vez que a inflação acumulada desde o último reajuste atinge um certo valor (que é chamado de *trigger-point*) [ver Modigliani e Padoa-Schioppa (1978) e Dornbusch e Simonsen eds. (1983)]. Arida (1982) tem uma análise teórica detalhada do sistema, dentro da sistemática que analisaremos aqui.

reajustes consecutivos seja sempre constante. O mesmo resultado pode ser obtido aproximadamente se o reajuste salarial se der sempre que a taxa de inflação acumulada desde o último reajuste atingir um certo valor, sendo esta, provavelmente, a forma mais simples de implementar o sistema.[7] O Gráfico 3 representa uma situação em que a taxa de inflação está declinando ao longo do tempo, de modo que a distância entre reajustes tende a aumentar.

Para aplicarmos a este caso o modelo de formação de preços desenvolvido na seção anterior, temos de supor que o período de análise varia sincronizadamente com o período de reajuste[8] e que todas as hipóteses utilizadas — inclusive a constância do fator de *mark-up* — se mantêm. Nossa conjectura é que isto é consistente com um modelo desagregado da economia em que ocorrem reajustes dessincronizados de preços dentro do setor não competitivo, com o preço de cada empresa sendo alterado somente nas datas de reajuste salarial dos seus trabalhadores (que se supõe igual para todos os trabalhadores numa mesma empresa) e mantendo uma relação de *mark-up* fixa com o custo unitário nestas datas de reajuste.[9] Observe-se, porém, que um estudo detalhado da dinâmica inflacionária com reajustes salariais de periodicidade endógena ainda está por ser feito.

No presente caso, a relação entre taxa de inflação e salário real médio agregado, definida na equação (1), tem que ser modificada, tendo em vista a possibilidade de variações na dimensão do período de análise, que indicaremos por ϕ_t. Como este sistema de política salarial garante que o salário real médio agregado será sempre igual ao valor crítico v^c, podemos reescrever a equação (1) como:

$$v^c = v(\hat{q}_t, n, \phi_t) \qquad (7)$$

[7] Neste caso, o resultado é apenas aproximado, porque o salário real médio depende não apenas da inflação acumulada no período, mas também da sua trajetória dentro do período.

[8] Isto se aplica tanto ao caso de um reajuste por período de análise, ilustrado no Gráfico 3, como ao caso geral de múltiplos reajustes por período de análise. Neste último caso, a distância entre reajustes varia proporcionalmente à variação do período de análise, mantendo-se o número de reajustes por período. É claro que o número de reajustes por unidade fixa de tempo (por exemplo, por ano) varia, em qualquer dos casos, em função da inflação.

[9] Um modelo desagregado com estas características, mas construído para o caso de reajustes com periodicidade fixa, pode ser encontrado em Lopes e Williamson (1980).

com $v_1' < 0$, $v_2' > 0$, $v_3' < 0$, e mostrando que qualquer variação na taxa de inflação pode ser acomodada por uma alteração na dimensão do período de reajuste (e, conseqüentemente, do período de análise ϕ_t) que mantenha inalterado o salário real médio agregado. [10]

Reescrevendo a equação (6) também sob a hipótese de que o salário real médio por período é sempre igual ao valor crítico v^c, temos:

$$1 = a(bv^c + ce_t)(1 + m) + (1 - a)gy_t + (1 - a)z \qquad (8)$$

mostrando que o produto real y_t não é afetado por variações na renda nominal, mas tem que absorver integralmente o impacto de choques reais, [11] o que naturalmente seria de esperar num sistema de indexação perfeita. [12]

Naturalmente, se o governo desvalorizar a taxa (nominal) de câmbio mas, ao mesmo tempo, calibrar a renda nominal de modo a manter a renda real constante, o índice agregado de preços subirá na medida necessária para anular a desvalorização cambial. De fato, nestas condições torna-se impossível obter uma desvalorização real do câmbio. Se o governo insistir em tentar alterar o câmbio real, que ele não controla diretamente, só o que vai conseguir é elevar a taxa de inflação.

Alguns problemas de ordem prática devem ainda ser mencionados, para tornar completa a avaliação deste sistema de política salarial. Em primeiro lugar, devemos notar que o sistema só pode funcionar, realisticamente, com

10 É claro que a introdução na equação (7) da dimensão do período de análise ϕ_t, juntamente com o número de reajustes por período n, permite que um mesmo sistema de indexação salarial seja caracterizado por uma infinidade de pares (n, ϕ_t). Por exemplo, um sistema com $n = 4$ e $\phi_t =$ (1 ano) é a mesma coisa que um sistema com $n = 2$ e $\phi_t =$ (1 semestre): em ambos os casos ocorrem reajustes trimestrais. O que se ganha com a explicitação da dimensão do período de análise é que este pode variar continuamente, enquanto o número de reajustes por período só pode assumir valores inteiros. Após fixarmos arbitrariamente o valor de n, todos os estados possíveis de um sistema de periodicidade endógena podem ser representados por diferentes valores de ϕ_t.

11 Note-se, porém, que, se o coeficiente g for muito pequeno, mesmo choques reais moderados passam a exigir enormes recessões, o que produz inevitavelmente um comportamento explosivo da taxa de inflação.

12 É interessante notar que a indexação perfeita do salário real médio, produzida por este sistema de periodicidade endógena, tem as mesmas implicações, quanto às conseqüências de choques nominais ou reais sobre o nível de atividade, que a indexação perfeita do salário real, produzida por um sistema de periodicidade fixa quando a freqüência de reajustes tende para infinito.

mudanças discretas de periodicidade. O período entre reajustes poderia mudar de seis para cinco meses, mas não seria prático permitir mudanças de seis para cinco meses e meio, já que os índices de preços costumam ser apurados em base mensal e, na maioria dos casos, os salários são pagos ao fim de cada mês. Desta forma, poderiam ocorrer pequenas diferenças entre o salário real médio efetivamente observado e o valor crítico desta variável utilizado para detonar os reajustes salariais endogenamente.

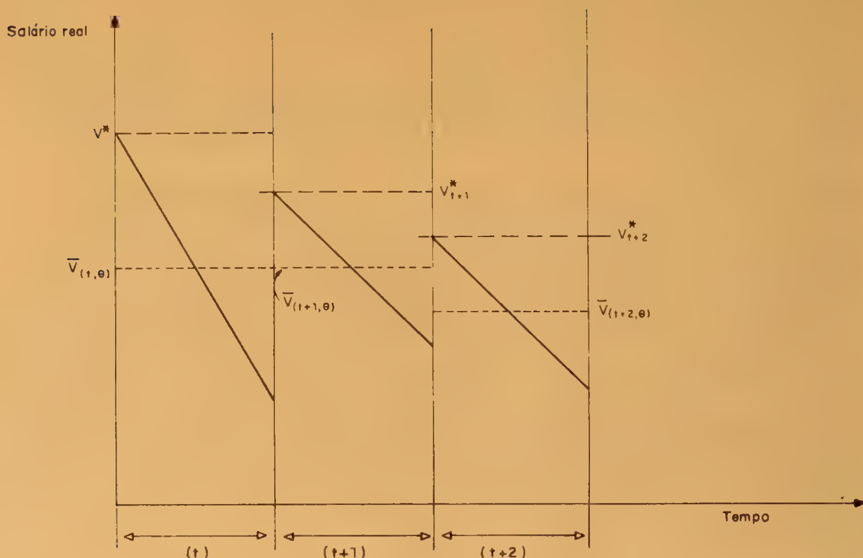
Além disso, há o problema de que as empresas precisam de um prazo mínimo para programarem mudanças em suas folhas de pagamento. Provavelmente, seria necessário um intervalo mínimo de dois a três meses entre o anúncio de uma correção salarial e a sua efetivação. Uma solução é implementar o sistema com base no índice de preço defasado em dois ou três meses. Se tanto o valor crítico como os valores correntes do salário real médio fossem calculados com base no índice de preço defasado, o sistema conseguiria manter o salário real médio verdadeiro, calculado com o índice de preço contemporâneo, aproximadamente constante, e as empresas teriam conhecimento com alguma antecedência das datas dos seus reajustes salariais.

4 — Redução do pico de salário real — periodicidade fixa

Os dois sistemas de indexação salarial analisados até este ponto têm em comum o defeito de apenas controlarem passivamente a dinâmica salarial. Apesar de diferirem quanto ao custo recessivo da contenção da renda nominal e quanto ao impacto de choques reais sobre o nível de atividade, são igualmente incapazes de contribuir diretamente para o combate à inflação. Esta contribuição só pode ocorrer com a indexação ativa de salários.

A forma mais óbvia de se conseguir uma indexação ativa de salários é através da redução ao longo do tempo do pico de salário real. O Gráfico 4 ilustra esta concepção no caso de reajustes de periodicidade fixa. No final do período (t) o trabalhador recebe um aumento salarial insuficiente para recompor o pico prévio de salário real w_t^*; de fato, há uma redução no pico de salário real para $w_{t+1}^* < w_t^*$, o que naturalmente significa que o salário nominal deste trabalhador foi reajustado abaixo da inflação passada, produzindo inevitavelmente, *ceteris paribus*, uma tendência à desaceleração inflacionária.

Gráfico 4



O primeiro passo na investigação das propriedades dinâmicas deste sistema é entender a relação entre salário real médio, taxa de inflação e pico de salário real. O Gráfico 4 foi construído com base nas suposições de que a taxa de inflação cai no período $(t + 1)$, de modo a produzir um valor do salário real médio igual ao verificado no período anterior (apesar da redução do pico de salário real), e mantém-se constante entre os períodos $(t + 1)$ e $(t + 2)$, fazendo com que a redução do pico de salário real transforme-se em redução do salário real médio. Isto reflete o fato de que o salário real médio é função não apenas da taxa de inflação e da freqüência de reajustes por período, como nos dizia a equação (1), mas também do valor do pico de salário real. Supondo que a mesma relação funcional seja válida para o salário real médio agregado, temos:

$$\bar{v}_{(t)} = v(\hat{q}_t, n, v_t^*) \tag{9}$$

com $v'_1 < 0$, $v'_2 > 0$, $v'_3 > 0$ e $v'_1 \to 0$ quando $n \to \infty$.

Ao aplicarmos esta teoria de determinação do salário real médio ao modelo de formação de preços desenvolvido anteriormente, obtemos uma nova versão da equação (6):

$$1 = a(bv(\hat{q}_t, n, v_t^*) + ce_t)(1 + m) + (1 - a)gy_t + (1 - a)z \tag{10}$$

Desta equação fica evidente que o sistema de reajuste salarial que esta mos examinando produz uma indexação ativa de salários. A equação mostra que, quando a renda real permanece estável e não ocorrem choques reais, o salário real médio não se altera; mas, se o pico de salário real decresce ao longo do tempo, isto só é possível com uma inflação igualmente decrescente, ou seja, a indexação salarial contribui diretamente para o combate à inflação sem afetar, em condições normais, o salário real médio.

Este resultado ilustra uma propriedade básica do modelo que estamos estudando, que costuma não ser bem compreendida. A equação (9) tem implícita uma teoria da determinação do salário nominal e a equação (10) uma teoria da formação do índice agregado de preços. Podemos em vista disto denominá-las, respectivamente, de equação de salários e equação de preços. Ora, o que a análise acima demonstra é que *o salário real é determinado pela equação de preços e a taxa de inflação pela equação de salários*. Um choque real, uma variação do nível de atividade ou uma mudança do fator de *mark-up*, todos afetam o salário real médio, segundo a equação de preços, mas podem não ter nenhuma repercussão sobre a taxa de inflação, se houver, por exemplo, uma mudança compensatória no pico da renda real v_t^*. Por outro lado, o salário real médio permanece constante se nenhum dos outros termos da equação de preços alterar-se, caso em que qualquer mudança na regra de reajustes dos salários terá consequências unicamente sobre a taxa de inflação. É comum encontrarmos avaliações das implicações distributivas de regimes de indexação salarial com redução do pico que não levam em conta esta aparente inversão dos papéis das equações de preços e de salários.

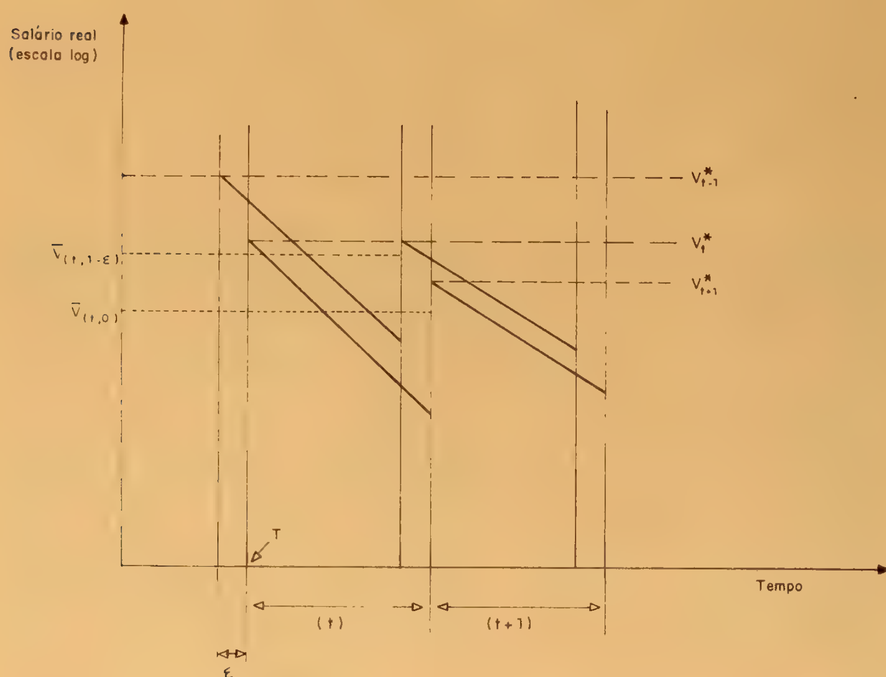
Não devemos, entretanto, ser excessivamente otimistas quanto à possibilidade de combate indolor à inflação com este regime de redução do pico sob periodicidade fixa. Em primeiro lugar, porque esta possibilidade desaparece quando introduzimos inércia na equação de preços, como se verá posteriormente na Seção 7. Além disso, porque a neutralidade desta indexação salarial, mesmo sem este elemento adicional de inércia, só é possível em condições normais que nunca podemos garantir que se verificarão na prática. Em particular, temos que admitir a possibilidade de que a redução do pico de salário real tenha seu efeito sobre a inflação totalmente anulado por aumentos compensatórios nos *mark-ups*, ou por choques de oferta nos mercados competitivos. Em ambos os casos o sistema produziria uma queda do salário real médio agregado ao longo do tempo.

Um controle efetivo dos *mark-ups* nos mercados não competitivos, que em princípio pode-se obter com os mecanismos normais de controle de pre-

ços industriais (como o CIP), seria portanto um importante complemento desta indexação salarial, impedindo que uma reação oportunista das empresas viesse comprometer seus resultados. Com relação a choques de oferta nos mercados competitivos, entretanto, infelizmente pouco se pode fazer. [13]

Outro problema do regime de redução do pico com periodicidade fixa é sua incidência diferenciada entre os trabalhadores. Suponha-se um sistema que até o instante *T* recompunha integralmente o pico de salário real, mas a partir de *T* passa a reduzir o pico ao longo do tempo. O Gráfico 5 mostra que o salário real médio no período (*t*) de um traba-

Gráfico 5



[13] Mas observe-se que o impacto dos choques de oferta sobre o salário real médio será o mesmo qualquer que seja a indexação salarial. Se houver recomposição do pico de salário real, um choque de oferta produzirá uma aceleração inflacionária, que será amortecida, ou mesmo anulada, com a redução do pico. Em ambos os casos, no entanto, a queda do salário real médio será exatamente igual. A redução do pico tem, portanto, a vantagem de reduzir o impacto inflacionário do choque de oferta.

lhador com data de reajuste imediatamente antes de T, que indicamos por $\bar{v}_{(t,\,1-\varepsilon)}$, é maior que o salário real médio no mesmo período de um trabalhador com data de reajuste exatamente em T, que indicamos por $\bar{v}_{(t,\,0)}$, e que esta discrepância tende a se manter nos períodos subseqüentes. Em geral, quando se introduz uma regra de recomposição parcial do pico numa estrutura de reajustes salariais dessincronizados, os trabalhadores com datas de reajuste logo depois do momento em que a regra passa a vigorar são prejudicados relativamente aos trabalhadores com datas de reajuste mais distantes. A mudança de regime provoca uma redistribuição de renda média dentro da folha de salários, em benefício daqueles trabalhadores que têm de esperar relativamente mais tempo até a data de seu primeiro reajuste após a mudança da regra salarial. Curiosamente, este efeito redistributivo ocorre mesmo que o salário médio agregado não sofra qualquer perturbação ao longo do tempo.[14]

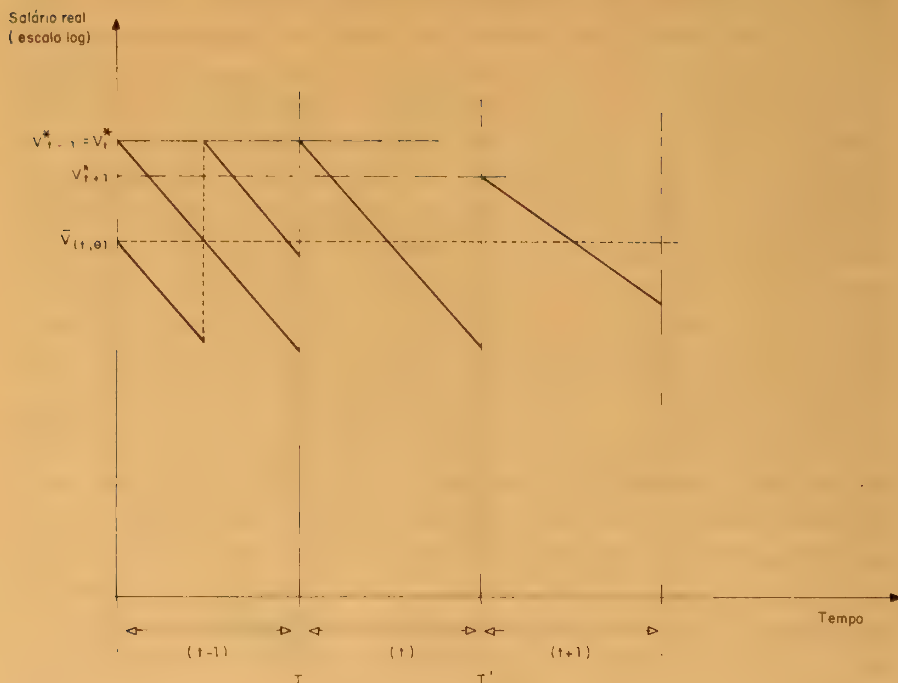
Uma forma de evitar esta repercussão distributiva da regra de redução do pico seria a sincronização de todos os reajustes antes da sua implementação, como está ilustrado no Gráfico 6. No instante T todos os trabalhadores recebem um reajuste suficiente para levar seus salários reais ao nível do pico, e a partir deste momento todos passam a ter a mesma data de reajuste. Com os reajustes sincronizados, a aplicação do redutor do pico a partir de T' não tem nenhuma conseqüência[15] (observe-se que os salários reais médios de todos os trabalhadores permanecem constantes ao longo de toda a operação).

Um sistema deste tipo, com reajustes trimestrais sincronizados e redução do pico, parece ter sido utilizado com sucesso no Chile [ver Cortazar (1982)]. Uma dúvida que se coloca, entretanto, é que de fato sabemos muito pouco sobre suas propriedades dinâmicas. É inevitável, por exemplo, que cada reajuste salarial produza uma descontinuidade significativa nas

14 A incidência desigual da redução do pico fica ainda mais nítida no caso extremo de um congelamento de salários a partir de T, pois o salário real médio de cada trabalhador fica congelado no nível de salário real que ele estava recebendo em T.

15 Note-se que a sincronização de reajustes tem que ser feita um período antes da introdução do redutor do pico. Se quiséssemos aplicar o redutor no mesmo momento em que ocorre a sincronização, encontraríamos o problema de que alguns trabalhadores teriam salário real em T superior ao novo pico de salário real. A menos que o salário nominal destes trabalhadores fosse reduzido, o que seria difícil de implementar, surgiriam diferenças de salário real médio nos períodos subseqüentes.

Gráfico 6



trajetórias de preços, dando lugar a atividades especulativas (antecipação de compras, antecipação de reajustes de preços, etc.) cujas conseqüências são difíceis de avaliar.

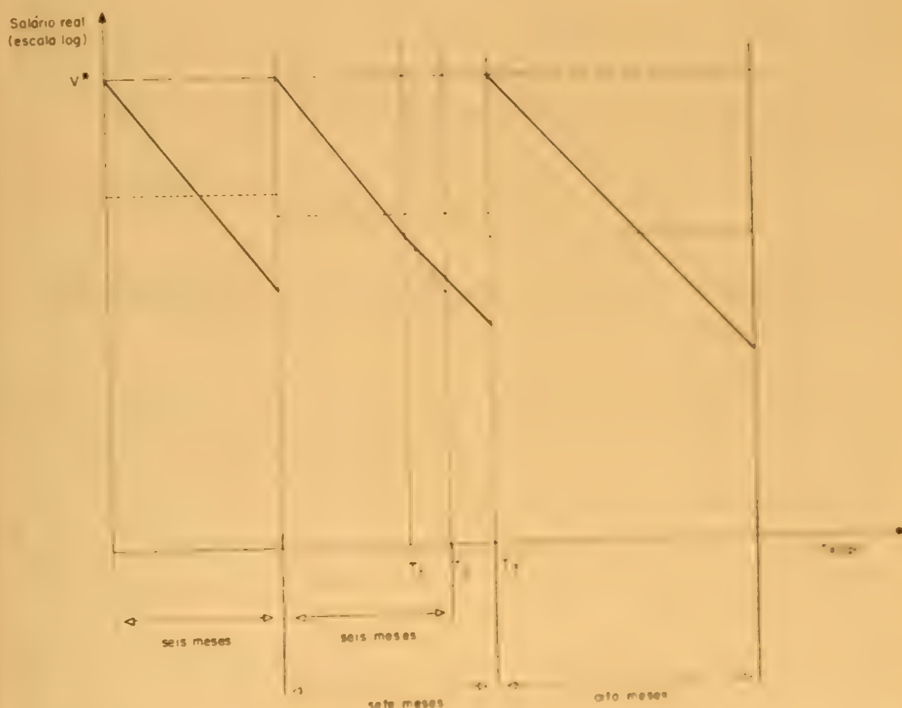
5 — Recomposição do pico de salário real — periodicidade decrescente

Um sistema de indexação salarial com as mesmas propriedades do sistema examinado na seção anterior pode ser obtido, com a recomposição integral do pico de salário real, se a periodicidade dos reajustes for decrescente ao longo do tempo. O Gráfico 7 ilustra o seu funcionamento. A partir da data T_1, todos os reajustes salariais, que até aquele momento ocorriam

com periodicidade semestral, passam a ser feitos em intervalos de sete meses. Desta forma, para o trabalhador cujo salário real está representado no gráfico, o reajuste salarial que deveria ocorrer em T_2 é adiado para T_3, com a inevitável conseqüência, no caso de reajustes dessincronizados, de uma redução do salário real médio. É exatamente esta postergação dos aumentos de salários que produz uma tendência amortecedora sobre o processo inflacionário.

Naturalmente, a idéia é que este processo de redução da periodicidade continue até a eliminação da inflação: sete meses depois de T_1, todos os reajustes salariais passam a ser feitos em intervalos de oito meses; oito meses depois, todos os reajustes passam a ser feitos em intervalos de nove meses; e assim por diante. Como no caso da redução do pico, estudado na seção anterior, aqui também os trabalhadores com data de reajuste logo após a adoção do sistema (em T_1) perdem renda real média ao

Gráfico 7



longo do tempo, em benefício dos trabalhadores com data de reajuste mais distante. Esta é a razão por que a renda real média do trabalhador identificado no Gráfico 7 cai ao longo do tempo.

A equação de preços, quando o período de reajuste é decrescente, deve ser reformulada como:

$$1 = a\,(bv\,(\hat{q}, \phi_t) + ce_t)\;(1 + m) + (1 + m)\,gy_t + (1 - a)\,z \quad (11)$$

supondo constantes o pico de salário real e a freqüência de reajustes. Como em condições normais, com renda estável e sem choques reais, o salário real médio agregado permanece constante, o aumento do período de reajuste (ϕ_t) ao longo do tempo reduz paulatinamente a taxa de inflação. O sistema produz uma indexação ativa de salários sem repercussões, em condições normais, sobre o salário real médio agregado.

Como no caso dos reajustes com redução do pico e periodicidade fixa, o presente sistema tem também conseqüências distributivas indesejáveis que podem ser eliminadas com a sincronização dos reajustes. A única diferença importante entre os dois sistemas, e que parece favorecer o que está sendo analisado aqui, é que com ele o grau de indexação da economia tende a diminuir à medida que o combate à inflação progride. Desta forma, o impacto desestabilizador dos choques reais vai sendo amortecido ao longo do tempo, o que diminui o risco de que um destes choques destrua rapidamente todo o resultado de uma prolongada desaceleração inflacionária.

6 — Redução do pico de salário real — periodicidade endógena

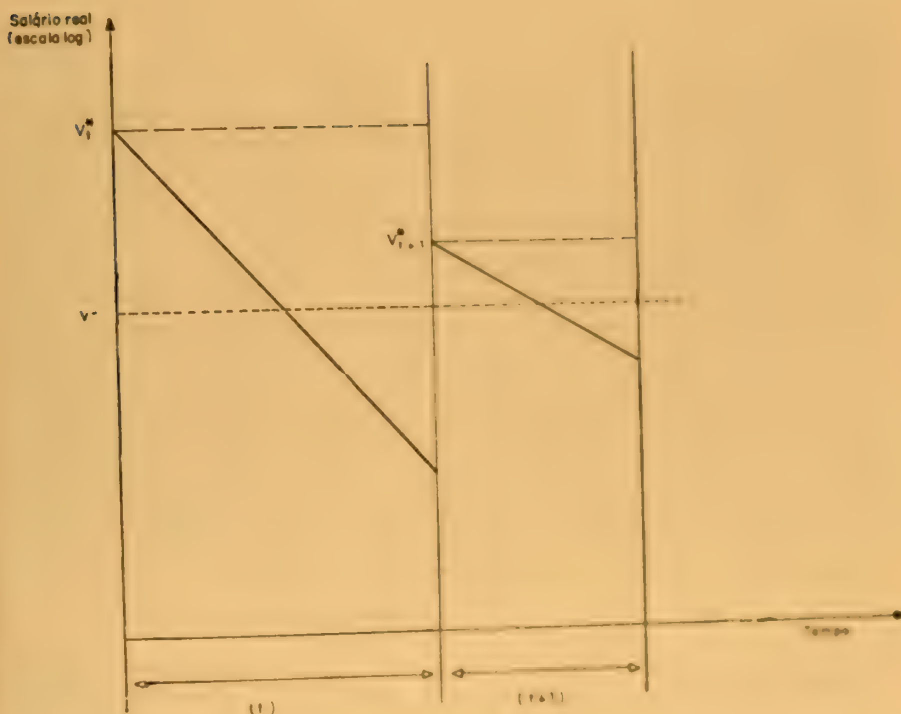
Os sistemas de indexação ativa de salários examinados nas duas últimas seções têm o mesmo defeito comum: não oferecem nenhuma garantia aos trabalhadores de que a desaceleração inflacionária não será obtida às custas de suas rendas. Se os *mark-ups* aumentam, ou o controle da renda nominal revela-se impreciso, produzindo uma pressão inflacionária não-planejada nos mercados competitivos, o ativismo da indexação salarial pode redundar apenas em perdas de salário real.

Um sistema de indexação ativa imune a este defeito pode ser conseguido no modelo que estamos analisando com a combinação de redução do

pico e periodicidade endógena, como está ilustrado no Gráfico 8.[16] O pico de salário real é reduzido ao longo do tempo sem repercussões distributivas, em virtude do mecanismo de reajuste automático que recompõe o pico sempre que o salário real médio acumulado desde o último reajuste atinge o seu valor crítico. Naturalmente, a dimensão do período de reajuste pode variar ao longo do tempo em função da velocidade de queda na taxa de inflação. No Gráfico 8, por exemplo, a desaceleração inflacionária não é suficientemente rápida para evitar uma redução do período de reajuste ao longo do tempo.

Aliás, este parece ser o principal problema com a aplicação deste sistema a uma estrutura de reajustes dessincronizados: seu grau de indexação

Gráfico 8



16 Ver, no entanto, a próxima seção para alguns problemas inerentes a este sistema quando há inércia na equação de preços.

tende a variar ao longo do tempo, aumentando para alguns trabalhadores e diminuindo para outros. Este fenômeno é conseqüência da incidência diferenciada da redução do pico sobre os salários reais médios de trabalhadores com datas diferentes de reajuste. Foi visto anteriormente que, quando num sistema de periodicidade fixa é implantada a recomposição parcial do pico, os primeiros trabalhadores a terem reajuste salarial depois do momento em que a recomposição parcial passa a vigorar perdem salário real médio em benefício dos demais. O sistema de periodicidade endógena evita essas perdas salariais, reduzindo o período de reajuste daqueles trabalhadores que perderiam renda num sistema de periodicidade fixa e aumentando o período de reajuste dos que seriam beneficiados num sistema de periodicidade fixa. Este processo, entretanto, não pode persistir indefinidamente, pois é impossível implementar reajustes salariais com períodos excessivamente curtos (inferiores a um mês, por exemplo).

Existem três formas de contornar esta dificuldade. Uma possibilidade é a sincronização dos reajustes salariais de todos os trabalhadores, que, como se viu antes, elimina a incidência diferenciada da redução do pico de salário real. No entanto, isto não é suficiente para impedir que sucessivos choques inflacionários reduzam o período de reajuste abaixo do mínimo praticável. Outra solução é restringir o sistema para operar somente com períodos de reajuste superiores a um certo mínimo (três meses, por exemplo), o que na realidade equivale a suspender a proteção automática do salário real médio em certos casos. Em particular, se o período de reajuste de determinado trabalhador tende a declinar ao longo do tempo, quando o período mínimo é atingido o sistema passa a operar com redução do pico e periodicidade fixa (igual ao mínimo). Uma terceira solução resulta da combinação das outras duas: sincronização e definição de um período mínimo de reajuste. Neste caso, desaparece a incidência diferenciada da redução do pico e, se choques inflacionários reduzirem o período (agora comum) de reajuste ao nível mínimo, o sistema passa a operar com periodicidade fixa.[17] Desta forma, obtém-se um controle ativo de salários que oferece ao menos alguma proteção automática para os salários reais médios.[18]

17 A menos, é claro, que ocorra um choque deflacionário que faça o período de reajuste tornar-se novamente maior que o mínimo.

18 Pode-se pensar também na seguinte regra complementar: quando o período de reajuste salarial de determinado trabalhador atinge a dimensão mínima permitida pelo sistema, o pico de salário real volta a ser recomposto integralmente. Desta forma, é possível evitar que este trabalhador perca renda real.

7 — Inércia na formação de preços

Nosso objetivo nesta seção é examinar como os resultados anteriores modificam-se quando se introduz um elemento de inércia no processo de formação de preços. Suporemos agora que:

a) os preços nos mercados não-competitivos são determinados pela seguinte versão alternativa da equação (3) anterior:

$$p_t^n = (bw_t + cp_t^* + dp_t^s)(1 + m) \tag{12}$$

onde d é o coeficiente técnico e p_t^s o preço corrente dos bens intermediários domésticos; e

b) os preços dos bens intermediários domésticos respondem com inércia à taxa global de inflação, de modo que:

$$p_t^s = p_t s(\hat{q}_t) \tag{13}$$

com $s'(.) < 0$.

Observe-se como esta última equação introduz a hipótese de inércia na formação de preços. Quando o processo inflacionário desacelera-se, há uma redução de $\hat{q}_t$ e, conseqüentemente, um aumento no preço real médio dos bens intermediários domésticos, p_t^s/p_t. Isto, entretanto, só costuma ocorrer se a taxa de inflação do preço destes bens ao longo do período, $\hat{q}_t^s$, for maior que a taxa global de inflação correspondente, $\hat{q}_t$, ou seja, a taxa de aumento do preço dos bens intermediários domésticos cai (ou aumenta) junto com a taxa de inflação, mas há um elemento de inércia que impede que as duas variáveis sejam perfeitamente colineares e que produz alterações do preço relativo sempre que a inflação varia.

No presente caso, a equação de preços para a economia, equivalente à equação (5) anterior, passa a ser:

$$p_t = a(bw_t + cp_t^* + dp_t^s)(1 + m) + (1 - a)gy_t + (1 - a)zp_t \tag{14}$$

que pode ser transformada em:

$$1 = a(bv(\hat{q}_t, n, v_t^*) + ce_t + ds(\hat{q}_t))(1 + m) + \\ + (1 - a)gy_t + (1 - a)z \tag{15}$$

se usarmos (13) e a fórmula para o salário real médio da equação (9), $\bar{v}_t = v(\hat{q}_t, n, v_t^*)$.

A equação (15) permite-nos observar que a introdução de inércia na formação de preços produz apenas duas modificações importantes em

nossos resultados anteriores sobre sistemas de política salarial com periodicidade fixa. Em primeiro lugar, vemos que agora a inércia inflacionária da economia não pode ser eliminada pela indexação perfeita do salário médio (que faz $\bar{v}_t$ invariante em relação a $\hat{q}_t$), pois permanece o elemento de inércia nos preços dos insumos intermediários domésticos. Conseqüentemente, variações na renda nominal têm repercussões sobre a renda real, mesmo com indexação dos salários.

Isto é fácil de se ver na equação (15). Suponha-se que v_t permanece fixo quando ocorre uma redução permanente na taxa de crescimento da renda nominal, $\hat{x}_t$. Uma nova posição de equilíbrio dinâmico da economia deverá agora caracterizar-se por uma taxa de inflação menor (já que, em equilíbrio, $\hat{q}_t = \hat{p}_t = \hat{x}_t$), e a equação mostra claramente que uma redução de $\hat{q}_t$ tem que ser compensada, *ceteris paribus,* por uma redução de y_t. Mesmo com indexação salarial perfeita, variações na taxa de crescimento da renda nominal produzem variações de renda real.

A segunda modificação importante diz respeito ao sistema de redução do pico com periodicidade fixa. Pode-se ver na equação (15) que uma queda do pico de salário real, v_t^*, ao longo do tempo força uma desaceleração do processo inflacionário, mas agora este processo tem que ser acompanhado, *ceteris paribus,* por uma queda ao longo do tempo do salário real médio. Quando a inflação desacelera-se, o preço real médio dos insumos domésticos, $s(\hat{q}_t)$, aumenta e força uma queda compensatória do salário real, ou seja, este esquema de política salarial contribui diretamente para o combate à inflação, mas tem também repercussões perversas sobre a distribuição de renda.

Observe-se, entretanto, que a aparente inversão dos papéis das equações de preços e de salários, mencionada anteriormente, permanece aqui. A equação (15) nos diz que o salário real cai quando $\hat{q}_t$ é reduzido, mas para determinar a evolução no tempo do salário real não é necessário conhecer a especificação exata da equação de salários $\bar{v}_t = v(\hat{q}_t, n, v_t^*)$. Na realidade, basta conhecer o valor de $\hat{q}_t$ e os demais elementos da equação (15), inclusive a função $s(\hat{q}_t)$. A queda do salário real ao longo do tempo não depende diretamente da evolução do pico v_t^*, mas sim da evolução da taxa de inflação q_t e da intensidade do elemento de inércia no preço dos bens intermediários domésticos, isto é, da forma da função $s(\hat{q}_t)$.

No caso dos sistemas de periodicidade endógena, as mudanças automáticas no período de reajuste ϕ_t mantêm o salário real médio permanentemente no seu valor crítico v^c, isto é:

$$v^c = v(\hat{q}_t, n, \phi_t, v_t^*) \quad (16)$$

e a equação (15) pode ser reformulada como:

$$1 = a\,(bv^e + ce_t + ds\,(\hat{q}_t))\,(1 + m) + (1 - a)\,gy_t + (1 - a)\,z \qquad (17)$$

Observemos agora as duas seguintes modificações nos nossos resultados anteriores. Em primeiro lugar, sabemos que, quando ocorre a recomposição do pico do salário real, este sistema tem as mesmas propriedades de um sistema de periodicidade fixa em que o número de reajustes por período tende para infinito. Em ambos os casos o salário real médio fica perfeitamente indexado, o que porém não é suficiente para eliminar toda a inércia inflacionária da economia, em virtude do elemento de inércia no preço dos bens intermediários domésticos. Consequentemente, o produto real é afetado por variações na renda nominal, e choques reais podem ser absorvidos por variações na taxa de inflação, exatamente como nos casos de indexação salarial imperfeita quando não há inércia no preço dos bens intermediários.

A segunda modificação diz respeito ao sistema de redução do pico com periodicidade endógena. Uma redução, *ceteris paribus*, do pico de salário real ao longo do tempo, v_t^*, não pode ter agora nenhum efeito sobre a taxa de inflação, já que neste caso não há nada que compense uma alteração do termo $s\,(\hat{q}_t)$ na equação (17). Ela será totalmente absorvida por mudanças compensatórias no período de reajuste, enquanto o salário real médio e a taxa de inflação permanecerão constantes ao longo do tempo. Neste caso, curiosamente, a política salarial continua a ser passiva, mesmo com redução do pico.

A indexação ativa de salários com periodicidade endógena é impossível quando há inércia na formação de preços. Para obter uma redução da inflação num sistema de periodicidade endógena é necessário controlar a renda nominal de modo a produzir uma queda na renda real, o que, de acordo com a equação (17), produz uma redução compensatória na taxa de inflação. Esta possibilidade, entretanto, é comum à maioria dos sistemas de política salarial e não parece ter grande relevância prática.[19]

O sistema de recomposição do pico de salário real com periodicidade decrescente é equivalente ao sistema de redução do pico com periodicidade

19 Isto provavelmente é resultado da combinação de dois fatores:

a) um coeficiente *a* próximo de 1, refletindo o grande peso do setor não competitivo no índice geral de preços; e

b) um coeficiente *g* pequeno, refletindo a sensibilidade apenas moderada dos preços à demanda no setor competitivo.

fixa, de modo que aquilo que se disse acima sobre este último sistema pode ser trivialmente transposto para o primeiro. Quando há inércia na formação de preços, este sistema produz um controle ativo de salários, mas com repercussões perversas sobre o salário real médio agregado.

8 — Livre negociação de salários

Nossa discussão até aqui sugere que não há política salarial perfeita. Não seria melhor então abandonar a idéia, deixando que as forças de mercado atuem livremente na determinação dos salários? De fato, para alguns economistas a não-intervenção parece uma panacéia, que deve ser sempre preferida a qualquer tipo de controle em qualquer mercado. Acreditamos, entretanto, que no caso do mercado de trabalho a livre negociação pode ser uma solução inadequada em certas situações, particularmente no caso das economias cronicamente inflacionadas.

É difícil avaliar *a priori* o resultado da livre negociação. A literatura estrangeira está dominada pela idéia da curva de Phillips, que supõe uma relação estável entre o nível de atividade e a dinâmica dos salários. É simples, entretanto, introduzir esta relação em qualquer dos modelos de política salarial que examinamos, o que de fato não foi feito aqui apenas por conveniência analítica. Para isto basta supor que o pico de salário real tem sua taxa de variação determinada pelo nível de atividade. A evidência econométrica disponível indica todavia que na experiência brasileira recente, quando a economia operou sob controle de salários, esta relação foi pouco importante.[20]

É possível que a livre negociação aumente a sensibilidade da taxa de variação do pico ao nível de atividade, mas é difícil estimar em quanto. Certamente, seria ingênuo imaginar que a livre negociação torna os salários nominais perfeitamente flexíveis. A literatura estrangeira tem apontado uma série de fatores que atuam no sentido de tornar a taxa de variação do salário nominal relativamente insensível ao nível de atividade [ver, por

20 Ver, por exemplo, as regressões de Modiano (1983) ou os resultados de Lopes (1984*b*). Modiano mostra também como a suposição de uma relação entre taxa de variação do pico de salário real e nível de atividade produz uma curva de Phillips convencional.

exemplo, Solow (1979) ou Taylor (1979)], não havendo por que supor que estes fatores não atuariam também, e talvez até com mais força, na economia cronicamente inflacionada. De qualquer modo, a curva de Phillips só nos diz que o controle ativo de salários pode ser obtido através da recessão, enquanto alguns dos sistemas de indexação salarial aqui examinados conseguem o mesmo resultado sem afetar o nível de atividade.

O que é mais importante saber, para avaliar a livre negociação de salários, é o que acontece com a estrutura inercial do processo inflacionário.[21] Suponha-se um sindicato negociando salários com um setor empresarial. O objetivo dos trabalhadores é, em primeiro lugar, defender a sua renda real, da melhor forma possível, dos impactos distributivos de oscilações inflacionárias e, em segundo luger, conseguir o aumento de renda real que sua posição de barganha permitir. Vamos separar estes dois objetivos, concentrando nossa discussão no primeiro deles.[22]

Se os trabalhadores pudessem prever, no início de cada período, a taxa de inflação que vai ocorrer ao longo do período, poderiam defender seus salários reais médios com um esquema de reajustes de periodicidade fixa em que o pico de salário real fosse permanentemente calibrado em função da inflação futura.[23] Como, na realidade, é impossível prever exatamente a inflação, mesmo para períodos curtos de tempo, a melhor opção que o sindicato dispõe é o sistema de reajustes com periodicidade endógena, examinado na terceira seção deste trabalho.

É curioso observar que este sistema de reajustes parece nunca ter surgido espontaneamente, mesmo em economias cronicamente inflacionadas em que os salários são livremente negociados. Talvez na realidade os trabalhadores não sejam tão isentos de ilusão monetária para se preocuparem apenas com seus salários reais médios, ao invés de acreditarem que o importante é defender o pico de salário real a cada reajuste. Talvez os empresários oponham forte resistência a um sistema de periodicidade endógena, que introduz uma dimensão adicional de incerteza no plane-

21 Na linguagem da literatura da curva de Phillips, isto equivale a dizer que o mais importante é saber o que determina o termo de expectativas da equação. Ver, por exemplo, Taylor (1979) ou Lopes (1984a), que é um trabalho sobre a curva de Phillips em modelos keynesianos com expectativas racionais.

22 O segundo objetivo introduz um elemento de conflito distributivo na dinâmica inflacionária, qualquer que seja a estrutura inercial do processo.

23 A concepção aqui é semelhante à da política salarial brasileira anterior a 1979, com a diferença de que a previsão futura não seria manipulada para produzir um controle ativo de salários, sendo determinada pelos próprios trabalhadores.

jamento empresarial e, além disso, na maioria dos países nunca foi testado com sucesso na prática.

Se a negociação não pode, por alguma razão, resultar em reajustes salariais de periodicidade endógena, o mais provável é que os sindicatos procurarão obter a recomposição integral do pico de salário real com a maior freqüência possível de reajustes. Desta forma, eles sabem que estão defendidos no caso de uma redução da taxa de inflação, que em geral é um objetivo permanente da política econômica numa economia cronicamente inflacionada: como já vimos anteriormente, uma redução da inflação aumenta o salário real médio num sistema de recomposição do pico com periodicidade fixa. Por outro lado, se houver um choque real que acelere o processo inflacionário, existe sempre a possibilidade de negociar um aumento na freqüência de reajustes.

É importante entender que um sistema em que o período de reajuste varia ao longo do tempo em resposta a oscilações na taxa de inflação deve ser mais instável que um sistema de periodicidade fixa. Se, quando ocorre um choque real, a inflação acelera-se e o período de reajuste diminui, esta mudança de periodicidade tende a amplificar a repercussão inflacionária do choque real.[24] Neste sentido, a livre negociação do período de reajuste pode adicionar um elemento de instabilidade à dinâmica inflacionária.

Independentemente de o resultado da livre negociação ser um sistema de periodicidade endógena, fixa ou negociada ao longo do tempo em função da inflação, não há dúvida que surgirá sempre um sistema de indexação passiva de salários. Uma indexação ativa, que contribua para amortecer o processo inflacionário, tem pouca chance de surgir espontaneamente, porque a negociação salarial envolve uma espécie de dilema de prisioneiros. Mesmo quando reduções generalizadas do pico de salário real são benéficas para todo mundo, ninguém quer correr o risco de se prejudicar aceitando sozinho uma redução do pico. Quando as negociações salariais ocorrem descoordenadamente, o resultado inevitável é a recomposição generalizada do pico de salário real, o que introduz um elemento de rigidez inercial no processo inflacionário.

24 Isto fica evidente se analisarmos o efeito inflacionário de um choque real usando a equação (11) supondo que ϕ_t varia na mesma direção da taxa de inflação no período anterior.

9 — Conclusões

Este trabalho examinou sistemas alternativos de indexação salarial tendo em vista a possibilidade de contribuírem ativamente para o combate à inflação e o grau de proteção que oferecem ao salário real em relação a flutuações na taxa de inflação (grau de indexação). Entre suas principais conclusões estão:

a) Sistemas com recomposição total do pico de salário real e periodicidade fixa ou endogenamente determinada produzem apenas uma indexação passiva de salários, tendendo a perpetuar o nível corrente de taxa de inflação. Nos sistemas de periodicidade fixa a indexação é imperfeita, a inflação responde com inércia a variações na taxa de crescimento da renda nominal, fazendo com que choques nominais tenham conseqüências sobre o produto real, mas por outro lado a economia pode absorver choques reais através de acelerações inflacionárias sem qualquer redução no nível de atividade. O grau de indexação aumenta quando os reajustes salariais tornam-se mais freqüentes, reduzindo a inércia inflacionária mas aumentando, em contrapartida, a vulnerabilidade do produto real a choques reais. No sistema de recomposição do pico de salário real com periodicidade endógena a indexação do salário real médio é perfeita.

b) Somente a indexação ativa de salários, obtida através da recomposição parcial do pico prévio de salário real ou da periodicidade decrescente ao longo do tempo, permite uma contribuição independente da política salarial ao combate à inflação. Sistemas de indexação ativa produzem, entretanto, quedas do salário real médio agregado ao longo do tempo quando os preços dos bens intermediários respondem com inércia a variações da taxa global de inflação. Além disso, mesmo sem inércia na formação de preços, sistemas desse tipo provocam uma redistribuição de renda dentro da folha de salários, que só pode ser eliminada com a sincronização de todos os reajustes salariais. Em qualquer caso, o controle de preços tem que ser acionado para garantir que a indexação ativa de salários não tenha repercussão distributiva perversa.

c) A recomposição parcial do pico de salário real só não produz uma indexação ativa de salários no caso de reajustes de periodicidade endógena. Neste sistema, mudanças no pico são totalmente absorvidas por mudanças compensatórias no período de reajuste, sem afetar o salário real médio ou a taxa de inflação. Este é um resultado inesperado e que coloca séria dúvida sobre a utilidade prática desse sistema. É algo a se lamentar, pois, não fora por isto, ele poderia ser considerado o mais

atraente, pelo seu automatismo e pela conjugação de indexação perfeita e ativa de salários.

d) A livre negociação de salários deve ser analisada como uma alternativa de indexação salarial, ainda que não se possa prever o seu resultado com exatidão. Parece inevitável, entretanto, que os períodos de reajuste livremente contratados tendam a diminuir sempre que a inflação aumenta, de modo que a dinâmica inflacionária gerada por um regime de livre negociação será provavelmente mais instável do que aquela que se pode obter, por exemplo, com sistemas de periodicidade fixa. Além disso, parece certo que este regime produzirá na prática um sistema de indexação passiva de salários, eliminando totalmente qualquer possibilidade de contribuição da indexação salarial ao combate à inflação.

Bibliografia

ARIDA, Persio. Reajuste salarial e inflação. *Pesquisa e Planejamento Econômico,* Rio de Janeiro, *12* (2):311-42, ago. 1982.

BAUMGARTEN, Alfredo. A aritmética perversa da política salarial. *Revista Brasileira de Economia,* out./dez. 1981.

CAMARGO, José M. A nova política salarial, distribuição de rendas e inflação. *Pesquisa e Planejamento Econômico,* Rio de Janeiro, *10* (3) : 971-1.000, dez. 1980.

CARVALHO, Lívio de. A nova política salarial, distribuição de rendas e inflação: um comentário. *Pesquisa e Planejamento Econômico,* Rio de Janeiro, *11* (3) :803-18, dez. 1981.

CORTAZAR, René. *Salarios en el corto plazo: Chile, 1964-1980.* Tese de Doutorado. MIT, 1982.

DORNBUSCH, Rudiger, e SIMONSEN, Mario H., eds. *Inflation, debt and indexation.* MIT Press, 1983.

FISCHER, Stanley. Wage indexation and macroeconomic stability. *Journal of Monetary Economics,* 5, 1977.

GRAY, Jo Anna. Wage indexation: a macroeconomic approach. *Journal of Monetary Economics,* abr. 1976.

LARA RESENDE, André. A política brasileira de estabilização 1963-68. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, *12* (3):757-806, dez. 1982.

LOPES, Francisco L. Expectativas racionais, fixação discreta de preços e o papel da política monetária. *Revista Brasileira de Economia*, mai 1984*a*.

————. Política salarial e a dinâmica do salário nominal. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, *11* (2):453-76, ago. 1984*b*.

LOPES, Francisco L., e WILLIAMSON, John. A teoria da indexação consistente. *Estudos Econômicos*, *10* (3), 1980.

MODIANO, Eduardo M. A dinâmica de salários e preços na economia brasileira: 1966/81. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, *13* (1):39-68, abr. 1983.

MODIGLIANI, F., e PADOA-SCHIOPPA, T. The management of an economy with "100% plus" wage indexation. *Princeton Essays*, 130, dez. 1978.

OKUN, Arthur. *Prices and quantities: a macroeconomic analysis*. Brookings Institution, 1981.

OLIVEIRA, Júlio. On passive money. *Journal of Political Economy*, jul./ago. 1970.

SARGENT, Thomas. The ends of four big inflations. In: HALL, Robert, ed. *Inflation: causes and effects*. University of Chicago Press, 1983.

SIMONSEN, Mario H. Política antiinflacionária – a contribuição brasileira. *Ensaios Econômicos da EPGE*, 1974.

SOLOW, Robert. Alternative approaches to macroeconomic theory: a partial view. *Canadian Journal of Economics*, ago. 1979.

TAYLOR, John. Staggered wage setting in a macro model. *American Economic Review*, maio 1979.

TAYLOR, Lance. *Structuralist macroeconomics*. MIT, 1983.

(Originais recebidos em maio de 1984. Revistos em dezembro de 1984.)

Efeitos macroeconômicos de uma redistribuição de renda: um estudo para o Brasil *

RONALDO LAMOUNIER LOCATELLI **

A experiência brasileira recente mostra que não existe um mecanismo que garanta a difusão automática dos benefícios do crescimento para toda a população. Na realidade, altas taxas de crescimento resultam na concentração de renda no ápice da pirâmide sócio-econômica e não exerceram uma pronunciada melhoria no bem-estar dos segmentos mais pobres da sociedade. Este trabalho, ao utilizar estruturas analíticas que relacionam o objetivo de igualdade com outras metas de política econômica, tem por finalidade fornecer uma quantificação das conseqüências de mudanças hipotéticas no padrão de distribuição de renda do País. Os resultados da análise levam o autor a concluir que é desejável implementar uma política de desconcentração de renda, que poderia contribuir para a expansão do nível de emprego e também para a consecução de outros importantes objetivos sócio-econômicos.

1 — Introdução

No contexto da literatura sobre desenvolvimento econômico, uma das questões cruciais é o fato de o crescimento e a distribuição constituírem objetivos complementares ou antagônicos. A evidência empírica que prevalece, baseada em dados de *cross-section*, dá suporte à hipótese do *U* invertido de Kuznets, segundo a qual, nos estágios iniciais e intermediários do desenvolvimento de um país, o mecanismo que promove o crescimento acarreta também uma piora na distribuição de renda.[1] Entretanto,

* Este trabalho consiste em uma versão adaptada de um capítulo da tese de doutorado do autor apresentada à Universidade de Londres, que contou com a assistência financeira da Fundação João Pinheiro e do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico. Na elaboração da versão original, o autor beneficiou-se de importantes comentários e sugestões de John Wells, Edmar Lisboa Bacha, José Afonso da Silva e, especialmente, de Victor Bulmer Thomas. O autor agradece também a Robert Sutcliffe, Cândido de Lima Fernandes, Paulo Sergio M. Alves, Claudio Nunes Duarte e aos leitores anônimos desta revista, por suas valiosas observações.

** Da Fundação João Pinheiro.

1 Ver Kuznets (1955 e 1963), Oshima (1962), Paukert (1973) e Ahluwalia (1974 e 1976).

um número crescente de autores, mediante o uso de dados de *cross-section* mais rigorosos, tem rejeitado esta hipótese. [2] Para estes, a distribuição de renda é determinada tanto pelo nível de desenvolvimento (medido pela magnitude da renda *per capita*) quanto pelas políticas e estratégias de desenvolvimento econômico adotadas no país. Desta forma, eles concluem que a distribuição de renda não deve necessariamente piorar antes de se tornar mais igualitária. Além do mais, os resultados dos estudos que usam dados (muito escassos) de séries temporais reforçam a conclusão de que o crescimento não é prejudicial às classes pobres, e são também contrários à idéia de existência de *trade-off* entre crescimento rápido e igualdade. [3]

Contudo, no caso do Brasil, não restam dúvidas de que a situação dos segmentos de baixa renda piorou, ao menos em termos da igualdade relativa. Portanto, para efeito de política econômica, é relevante: *a*) analisar quais foram os fatores determinantes da concentração de renda e como estes poderiam ser influenciados por políticas de governo; [4] e *b*) quantificar as possíveis conseqüências de alterações na distribuição de renda.

Este trabalho reporta-se à segunda questão. Utilizamos estruturas analíticas que relacionam o objetivo de distribuição de renda com outras metas, com o propósito de estimarmos os efeitos de padrões alternativos de desigualdades sobre algumas variáveis econômicas tais como: emprego, renda pessoal, receita do governo, balanço de pagamentos, poupança e taxas de crescimento do PIB. A investigação é feita em dois níveis: inicialmente, com a ajuda de um modelo de simulação de insumo-produto, estimamos os impactos que poderiam ocorrer em curto espaço de tempo e que são

2 Ver Fields (1980) e, especialmente, Anand e Kanbur (1981).

3 Cline (1975), Fei, Ranis e Kuo (1979), Loehr e Powelson (1981) e Chow e Papanek (1981).

4 Existe uma extensa literatura que procura explicar as mudanças ocorridas na distribuição de renda no Brasil, sendo que as interpretações são bastante variadas. Langoni (1973), por exemplo, atribui a crescente desigualdade relativa à expansão no número de trabalhadores qualificados que recebem altos salários em resposta aos seus níveis mais altos de produtividade. Ao contrário, outros autores argumentam, de maneira bastante convincente, que as mudanças estruturais que ocorrem ao longo do processo de desenvolvimento não constituem, como quer Langoni, as explicações principais para a crescente desigualdade observada no País. Segundo eles, o padrão de desigualdade observado relaciona-se com as políticas implementadas pelo governo. Para maiores detalhes, ver, por exemplo, Fishlow (1973), Wells (1974), Malan e Wells (1973) e Bacha e Taylor (1980).

resultantes das alterações na estrutura e volume do consumo privado, e, em seguida, aplicando os dados gerados pelo modelo de simulação na especificação de Harrod-Domar, procuramos captar as implicações futuras sobre o crescimento econômico.

2 — A metodologia

2.1 — Fechamento do modelo de insumo-produto: consumo e distribuição de renda

O modelo adotado neste estudo para se estimar os efeitos de padrões alternativos de distribuição de renda pertence à classe dos modelos fechados de insumo-produto, que vem merecendo crescente destaque na literatura especializada.[5] Sua característica principal é a ampliação do sistema simples de Leontief mediante a introdução de novas inter-relações e equações de comportamento.

O modelo de insumo-produto em sua forma mais simples constitui um meio para determinar o vetor de produção setorial para um dado nível de demanda final. A relação básica é a equação de equilíbrio entre oferta e demanda, que pode ser escrita como:

$$X_i = \sum_j a_{ij}X_j + C_i + G_i + I_i + S_i + E_i \qquad (1)$$
$$= \sum_j a_{ij}X_j + F_i$$

onde: X_i = volume de produção bruta do setor i;

X_j = volume de produção bruta do setor j;

a_{ij} = coeficientes domésticos de insumo-produto; e

F_i = demanda final de produtos do setor i produzidos internamente (isto é, consumo das famílias = C_i, gasto do governo = G_i, formação de capital = I_i, variação de estoque = S_i e exportação = E_i).

5 Uma boa discussão sobre o tema encontra-se em Clark (1975). Ver também Pyatt, Roe *et alii* (1977).

Se a demanda final for exogenamente especificada, o vetor X de produção bruta setorial pode ser calculado através de uma simples inversão de matriz:

$$X = AX + F \tag{2}$$

$$X = [I - A]^{-1} F \tag{3}$$

Este modelo simples é de grande utilidade e pode fornecer estimativas consistentes para o valor adicionado, importações, geração de empregos, etc. Por exemplo, se denotarmos os pagamentos aos fatores por unidade de produto por V, o vetor relativo à renda dos fatores pode ser escrito da seguinte forma:

$$L = VX \tag{4}$$

Segue-se que:

$$L = V [I - A]^{-1} F \tag{5}$$

As equações (3) e (5) podem ser resolvidas simultaneamente se o conjunto das equações for expresso em um sistema por blocos de matrizes:

$$\left[\begin{array}{c:c} I - A & 0 \\ \hdashline - V & I \end{array}\right] \left[\begin{array}{c} X \\ \hdashline L \end{array}\right] = \left[\begin{array}{c} F \\ 0 \end{array}\right] \tag{6}$$

A parte superior do bloco de matrizes representa o sistema básico de insumo-produto — equação (3) —, enquanto a parte inferior refere-se ao pagamento de fatores — equação (5). Segundo a regra de inversão de matrizes, o modelo apresenta a seguinte solução:

$$\left[\begin{array}{c:c} I - A & 0 \\ \hdashline - V & I \end{array}\right]^{-1} = \left[\begin{array}{c:c} (I - A)^{-1} & 0 \\ \hdashline V(I - A)^{-1} & I \end{array}\right] \tag{7}$$

O vetor L não tem nenhuma interação na equação de equilíbrio entre demanda e oferta de bens e serviços, explicitada na parte superior do sistema por blocos de matrizes.

Para que este modelo se torne adequado ao exercício de simulação dos efeitos de padrões alternativos de distribuição de renda, torna-se necessário "fechar" o círculo produção-renda-demanda-produção. A principal inovação em relação ao modelo simples (aberto) de Leontief, onde o consumo é determinado exogenamente e incluído em F, é tornar as des-

pesas de consumo um valor endógeno e dependente, linear e homogeneamente, do vetor renda:

$$C_{ik} = c_{ik} \; Y_k \tag{8}$$

onde c_{ik} é a propensão a consumir do bem i, por cada classe de família k, e Y_k é a renda global da família k.

Substituindo (8) em (1), temos:

$$X = AX + cY + D \tag{9}$$

onde D é um vetor exógeno de demanda final de produtos setoriais.

Se considerarmos que a renda recebida pelas famílias é uma proporção fixa do coeficiente de valor adicionado, podemos escrever

$$Y_k = \Sigma V_{kj} \; X_j \tag{10}$$

As equações (9) e (10) não podem ser resolvidas em seqüência, e uma solução simultânea é requerida para determinar as estimativas de produção e renda familiar que são interdependentes. Isto pode se dar mediante a inversão do sistema por blocos de matrizes:

$$\begin{bmatrix} X \\ \hline Y \end{bmatrix} = \left[\begin{array}{c:c} I - A & -C \\ \hdashline -V & I \end{array}\right]^{-1} \begin{bmatrix} D \\ \hline 0 \end{bmatrix} \tag{11}$$

O modelo expresso em (11) produz vetores de produção e renda mutuamente consistentes, pois são computados simultaneamente em um sistema perfeitamente determinado. A consistência interativa entre produto e renda é resultado do fechamento do sistema, de tal forma que a produção conduz ao pagamento de fatores, que determina a renda das famílias e induz as despesas de consumo, estas levando a um aumento na produção essencial para a criação de renda e para atender ao aumento da demanda.

2.2 — A estrutura do modelo de simulação

O modelo usado neste estudo[6] constitui uma extensão do sistema fechado apresentado anteriormente e pode ser descrito da seguinte maneira: inicialmente, define-se um padrão de distribuição de renda diferente do padrão

6 Este modelo foi desenvolvido por Paukert, Skolka e Maton (1976 e [illegible]).

atual (observado no ano-base); calcula-se a seguir o efeito deste padrão estipulado sobre a estrutura e o volume do consumo privado, importações diretas e impostos indiretos relativos ao consumo privado e poupança privada; e, finalmente, com o auxílio do modelo "fechado" de insumo-produto, calcula-se, para o novo padrão de consumo privado, os valores correspondentes ao valor bruto de produção, importações intermediárias, impostos indiretos, os vários componentes do valor adicionado, emprego, poupança e estoque de capital. Neste exercício, os valores dos demais componentes da demanda final (exportações, gastos do governo, formação bruta de capital e variações de estoque) são mantidos constantes.

2.2.1 — Padrões alternativos de distribuição de renda

Neste exercício de simulação, trabalhamos com quatro grupos de renda, de acordo com a classificação usada nas tabelas de insumo-produto do IBGE: o primeiro refere-se às famílias que apresentam renda mensal até dois salários mínimos; o segundo diz respeito às famílias com renda mensal de dois a cinco salários mínimos; o terceiro é relativo às famílias com renda mensal entre cinco e 10 salários mínimos; e o quarto grupo compreende as famílias com renda mensal superior a 10 salários mínimos. Desta forma, a participação atual (observada no ano-base) de cada grupo no total da renda familiar é definida como um vetor:

$$\Lambda_k = \frac{Y_k}{Y} \qquad (k = 1, 2, 3, 4) \qquad (12)$$

onde Y_k é a renda das famílias no grupo de renda k e Y é a renda total das famílias.

Se assumirmos que uma certa quantia é retirada das classes mais ricas e transferida para as classes mais pobres, podemos definir um padrão alternativo (estipulado) de distribuição de renda como um vetor Λ^*, que é diferente de Λ. Segue-se que a nova renda de cada grupo é igual a:

$$Y_k^* = Y \, \Lambda_k^* \qquad (k = 1, 2, 3, 4) \qquad (13)$$

2.2.2 — Coeficientes de consumo e de poupança

As famílias utilizam suas rendas para custear suas despesas de consumo e para financiar o investimento (caso em que apenas uma fração da renda

constitui o total do consumo da classe respectiva). Os coeficientes de consumo privado por grupos de renda assumem a seguinte forma:

$$c_{ik} = \frac{e_{ik}}{Y_k} \qquad (i = 1, 2, \ldots, n;\ k = 1, 2, 3, 4) \qquad (14)$$

onde e_{ik} é a despesa da classe de renda k com bens e serviços produzidos domesticamente.

Como as famílias consomem bens importados e realizam pagamentos de impostos indiretos em decorrência de seus gastos com bens e serviços finais, podemos também definir os seguintes coeficientes:

$$c_{mk} = \frac{e_{mk}}{Y_k} \qquad (k = 1, 2, 3, 4) \qquad (15)$$

$$c_{tk} = \frac{e_{tk}}{Y_k} \qquad (k = 1, 2, 3, 4) \qquad (16)$$

onde e_{mk} e e_{tk} são, respectivamente, importações diretas e impostos indiretos referentes ao consumo privado do grupo de renda k.

Analogamente, os coeficientes de poupança assumem a forma:

$$c_{sk} = \frac{s_k}{Y_k} \qquad (k = 1, 2, 3, 4) \qquad (17)$$

onde s_k é o volume de poupança referente ao grupo de renda k.

Por definição, temos que:

$$\sum_{i=1}^{n} e_{ik} + e_{mk} + e_{tk} + s_k = Y_k \qquad (k = 1, 2, 3, 4) \qquad (18)$$

Portanto:

$$\sum_{i=1}^{n} c_{ik} + c_{mk} + c_{tk} + c_{sk} = 1 \qquad (k = 1, 2, 3, 4) \qquad (19)$$

Assumimos que os coeficientes c_{ik}, c_{mk}, c_{tk} e c_{sk} permanecem constantes, podendo ser apresentados como elementos de:

— uma matriz $(n \times k)$ referentes ao padrão de consumo doméstico privado:

$$C = [c_{ik}] \qquad (20)$$

— um vetor linha de k elementos referentes ao padrão de consumo privado por bens importados:

$$C'_m = [c_{mk}] \tag{21}$$

— um vetor linha de k elementos representando os impostos indiretos referentes ao consumo privado:

$$C'_t = [c_{tk}] \tag{22}$$

— um vetor linha de k elementos referentes ao padrão de poupança privada:

$$C'_s = [c_{sk}] \tag{23}$$

2.2.3 — Outros parâmetros do modelo

Da tabela de insumo-produto [IBGE (1979)] ampliada e rearranjada, podemos obter os seguintes coeficientes (expressos em matrizes ou vetores) :

— A = matriz de ordem $n \times n$ dos coeficientes tecnológicos dos insumos intermediários produzidos no País. Os elementos de A são definidos como:

$$a_{ij} = \frac{X_{ij}}{X_j} \qquad (i, j = 1, 2, \ldots, n) \tag{24}$$

onde X_{ij} representa as vendas intermediárias do produto da indústria i para a indústria j, X_j é o valor bruto da produção da indústria j e n indica o número de indústrias na tabela de insumo-produto.

— A'_m = vetor linha de dimensão n dos coeficientes de importações intermediárias. Os elementos deste vetor são definidos como:

$$a_{mj} = \frac{m_j}{X_j} \tag{25}$$

onde m_j são as importações intermediárias da indústria j.

— A'_t = vetor linha de ordem n dos coeficientes de impostos indiretos por indústria j:

$$a_{tj} = \frac{t_j}{X_j} \qquad (j = 1, 2, \ldots, n) \tag{26}$$

onde t_j são impostos indiretos pagos pela indústria j.

— A_v = matriz retangular de ordem $n \times m$ dos coeficientes de valor adicionado que são definidos como:

$$a_{vj} = \frac{W_{vj}}{X_j} \qquad (j = 1, 2, \ldots, n;\ v = 1, 2, \ldots, m) \qquad (27)$$

onde W_{vj} é o componente v de valor adicionado na indústria j. O valor adicionado é dividido neste trabalho em três componentes: renda pessoal, contribuições à previdência social e outras rendas (poupança das empresas mais impostos diretos pagos pelas empresas).

— A'_L = vetor linha dos coeficientes de emprego:

$$a_{L.j} = \frac{l_j}{X_j} \qquad (j = 1, 2, \ldots, n) \qquad (28)$$

onde l_j = emprego na indústria j.

— R' = vetor linha das relações capital/produto.

2.2.4 — Matriz (*B*) dos parâmetros do modelo

A matriz dos parâmetros do modelo, organizada por blocos de matrizes, resulta da subtração dos coeficientes que acabamos de definir pelos elementos de uma matriz identidade (esta operação, como vimos em (11), é necessária para a resolução do sistema de insumo-produto):

$$B = \begin{bmatrix} I - A & 0 & -C & 0 \\ -A'_m & & -C'_m & \\ -A'_l & & -C'_l & \\ 0 & I & -C'_s & \\ -A_v & & 0 & \\ 0 & 0 \quad -A & I & 0 \\ -A'_L & & & \\ -R' & 0 & 0 & I \end{bmatrix} \qquad (29)$$

A matriz B é, portanto, de ordem $(n + k + m + 5)$, sendo:

n linhas correspondentes ao número de setores produtivos;

1 linha dos coeficientes de importação;

1 linha dos coeficientes de impostos indiretos;

1 linha dos coeficientes de poupança privada;

m linhas correspondentes aos componentes do valor adicionado; [7]

k linhas correspondentes ao número dos grupos de renda (que são quatro);

1 linha de emprego; e

1 linha de relações capital/produto.

2.2.5 — Vetor coluna (D) das variáveis exógenas

Os elementos deste vetor são os valores atuais (do ano-base, 1970) do vetor exógeno de demanda final que compreende gastos do governo, formação bruta de capital fixo, variações de estoque e exportações. Este vetor é mantido constante nas simulações, sendo que alguns elementos zero são adicionados para torná-lo consistente com a matriz B.

2.2.6 — Formulação do modelo

Dos elementos definidos anteriormente, podemos especificar o modelo de simulação como:

$$BZ = D \tag{30}$$

A solução é imediata:

$$Z = B^{-1}D \tag{31}$$

O vetor coluna Z contém a solução para o ano-base (1970) e consiste em:

n valores de valor bruto de produção por indústria;

1 valor das importações totais (intermediárias + diretas) para o consumo privado;

1 valor dos impostos indiretos;

7 O componente renda pessoal deve aparecer na última linha para permitir a ligação com o vetor de distribuição de renda.

1 valor da poupança das famílias;

m valores dos componentes do valor adicionado;

k valores da renda pessoal por grupos de renda;

1 valor do emprego total; e

1 valor do estoque de capital.

Para obtermos a solução para cada uma das alternativas de distribuição de renda selecionadas, devemos substituir o vetor A (referente ao padrão de distribuição de renda observado no ano-base) pelo vetor A* correspondente. Neste procedimento reside uma das grandes limitações do modelo, isto é, ele não explica como uma maior igualdade de renda pode ser atingida. Portanto, pressupomos simplesmente que um certo mecanismo como tributação com transferência seja usado.

Além do mais, para efetuar o exercício de simulação torna-se necessário adotar certas suposições. Algumas delas são muito restritivas, sendo que o leitor deve ter cuidado ao interpretar os resultados. As hipóteses são função de produção do tipo Leontief, função consumo que exibe elasticidade-renda unitária, retornos constantes de escala, nenhuma limitação na capacidade produtiva e alguma flexibilidade no balanço de pagamentos. E, finalmente, não são também consideradas as mudanças nos preços e nos salários. Estas hipóteses revelam que a metodologia adotada é passível de críticas severas, mas ainda assim ela pode oferecer importantes indicações no contexto de seleção de estratégias de desenvolvimento e, por isto mesmo, tem sobrevivido na literatura econômica sobre o tema.

3 — Alternativas estipuladas de distribuição de renda

Na Tabela 1 apresentamos as 22 alternativas de distribuição de renda adotadas neste estudo. Devemos destacar que somente duas delas têm um significado específico: a primeira alternativa reflete a distribuição de renda observada no Brasil em 1970 e a alternativa 22 reduz o índice de desigualdade em 50%.

Embora o uso de coeficientes de Gini para se fazer comparações sobre a distribuição de renda entre países possa ser criticável, procuramos estipular várias alternativas de forma a refletir a situação da distribuição de renda em distintos países em diferentes períodos de tempo (ver Tabela 2).

Acreditamos que tal procedimento oferece ao leitor alguma informação sobre os constrangimentos e possibilidades inerentes à adoção das diferentes alternativas de distribuição de renda no País. Assim, por exemplo, a alternativa 2 simula a distribuição de renda do México observada em 1969 e a alternativa 19 a do Reino Unido em 1968.

TABELA 1

Alternativas estipuladas de distribuição de renda (percentagens)

Alternativas	Participação no total da renda pessoal[a]				
	Primeiro grupo de renda (até dois salários mínimos)	Segundo grupo de renda (dois a cinco salários mínimos)	Terceiro grupo de renda (cinco a 10 salários mínimos)	Quarto grupo de renda (mais de 10 salários mínimos)	Coeficiente de Gini
1	19,94	24,69	20,87	34,50	0,6238
2	23,00	25,00	20,00	32,00	0,5838
3	25,00	25,00	20,00	30,00	0,5580
4	26,00	25,00	18,00	31,00	0,5463
5	27,00	25,00	19,00	29,00	0,5328
6	28,00	25,00	20,00	27,00	0,5193
7	30,00	23,00	20,00	27,00	0,5005
8	30,00	25,00	20,00	25,00	0,4935
9	31,00	26,00	19,00	24,00	0,4777
10	33,00	26,00	18,00	23,00	0,4525
11	32,00	33,00	17,00	18,00	0,4415
12	34,00	28,00	21,00	17,00	0,4308
13	34,60	28,00	21,00	16,40	0,4231
14	35,00	29,00	20,00	16,00	0,4150
15	37,80	25,00	20,00	17,20	0 3929
16	39,40	25,00	20,00	15,60	0,3722
17	40,00	25,00	18,00	17,00	0,3657
18	40,00	27,00	18,00	15,00	0,3587
19	42,00	25,55	17,45	15,00	0,3383
20	42,30	27,50	15,10	15,10	0,3290
21	43,00	28,50	12,00	16,50	0,3184
22	43,50	28,50	12,00	16,00	0,3119

[a] Ver texto para definição.

Tabela 2

Alternativas selecionadas e países de referência

Alternativas	Países de referência	Ano da observação	Coeficiente de Gini[a]
2	México	1960	0,5827
4	Venezuela	1962	0,5445
6	França	1963	0,5176
7	Chile	1968	0,5065
8	Filipinas	1971	0,4941
9	Índia	1967-68	0,4775
11	Costa Rica	1971	0,4465
12	Hong Kong	1971	0,4301
13	Japão	1971	0,4233
14	Estados Unidos	1972	0,4171
15	Alemanha Ocidental	1970	0,3939
16	Coréia do Sul	1970	0,3719
19	Reino Unido	1968	0,3385
20	Formosa	1964	0,3201
21	Austrália	1967-68	0,3186

FONTE: Os dados de desigualdade foram retirados do estudo de Jain (1975).
[a] Refere-se à distribuição de renda dentre as famílias.

4 — Os resultados do modelo

4.1 — Produto interno bruto, renda pessoal e emprego

Maior igualdade na distribuição de renda poderia resultar em aumentos no PIB, na renda pessoal e no nível de emprego (ver Tabela 3). Para facilitar a leitura, comparamos, na Tabela 4, os resultados das alternativas selecionadas com aqueles observados no País em 1970. Verificamos que a adoção, por exemplo, da alternativa 10 poderia incrementar o emprego em 8,8%, o PIB em 4,6% e a renda pessoal em 4,1%. Nossa análise sugere, sobretudo, que o nível de emprego é bastante sensível à forma como a renda é distribuída, de tal maneira que um padrão de renda bem igualitário, refletido pela alternativa 22, poderia induzir uma expansão no emprego de cerca de 16% (ver gráfico a seguir).

Tabela 3

Implicações das alternativas estipuladas de distribuição de renda

(Cr$ milhões)

Alternativas	PIB (a preços de fator)	Emprego (em milhões)	Renda pessoal	Poupança pessoal	Importações	Impostos indiretos
1	133.197,1	26,6696	106.075,8	13.314,0	13.656,9	25.285,2
2	134.533,0	27,1899	107.032,0	12.738,8	13.690,4	25.446,9
3	135.471,6	27,5507	107.703,2	12.327,5	13.714,9	25.566,3
4	135.499,4	27,5861	107.726,7	12.345,6	13.712,5	25.546,4
5	136.197,4	27,8421	108.224,1	12.024,7	13.732,3	25.646,9
6	136.901,9	28,1004	108.726,0	11.700,9	13.752,2	25.748,3
7	137.107,9	28,2049	108.877,7	11.628,1	13.757,1	25.761,7
8	137.870,5	28,4728	109.418,8	11.276,4	13.777,5	25.871,5
9	138.514,5	28,7202	109.879,0	11.000,8	13.792,9	25.947,9
10	139.270,1	29,0233	110.421,1	10.685,3	13.811,0	26.031,9
11	141.297,7	29,7251	111.857,6	9.749,8	13.864,0	26.323,3
12	141.273,0	29,7289	111.843,4	9.743,0	13.868,6	26.336,2
13	141.579,1	29,8465	112.062,4	9.608,7	13.876,5	26.375,2
14	141.945,9	29,9872	112.234,3	9.454,6	13.884,7	26.416,2
15	141.769,4	29,9714	112.206,9	9.568,2	13.879,1	26.367,5
16	142.593,8	30,2883	112.796,5	9.206,9	13.900,6	26.472,4
17	142.417,5	30,2464	112.674,2	9.315,8	13.892,8	26.425,4
18	143.234,2	30,5342	113.253,8	8.939,9	13.914,6	26.542,4
19	143.549,0	30,6815	113.483,2	8.824,0	13.921,5	26.566,0
20	143.931,3	30,8335	113.756,7	8.676,2	13.928,1	26.598,4
21	143.946,0	30,8665	113.770,9	8.710,1	13.923,6	26.568,5
22	144.209,9	30,9681	113.959,7	8.595,0	13.930,5	26.601,9

A redistribuição de renda exerce um efeito expansionista sobre o nível de emprego, mas o impacto não é direto. Existem quatro efeitos (intitulados "poupança", "substituição de importação", "tributação" e "intensidade de fator") que fazem com que a redistribuição de renda mude tanto o volume quanto a estrutura do consumo privado e, desta forma, o nível de emprego. Contudo, a estrutura do modelo não nos permite identificar quantitativamente as fontes da expansão do emprego, de forma que podemos somente fazer inferências sobre quais são os fatores que explicam aquele aumento.

Existem indicações de que o efeito "tributação" não é muito importante. Similarmente, devido à reduzida dependência do País em relação às importações, os impactos que podem ser atribuídos às mudanças na demanda de bens importados são pequenos. No entanto, os outros dois efeitos

Tabela 4

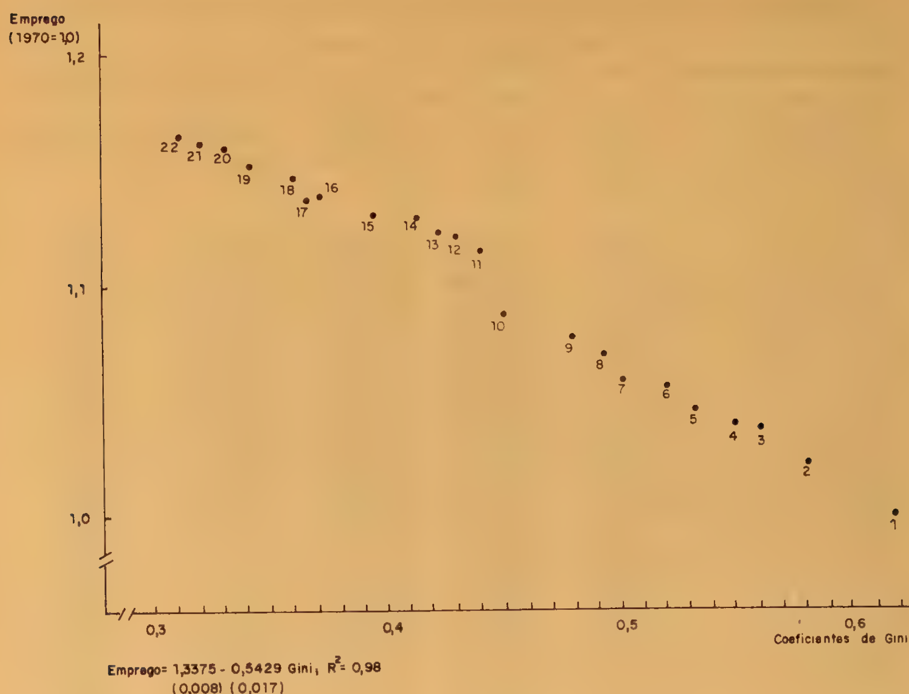
Implicações das alternativas estipuladas de distribuição de renda comparação com a alternativa 1

Alternativas de distribuição de renda	Emprego	PIB	Renda pessoal	Poupança pessoal	Importações
1	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000
2	1,019509	1,010029	1,009014	0,956797	1,002453
3	1,033038	1,017076	[illegible]	[illegible]	1,004247
4	1,034365	1,017285	1,015563	0,927265	1,004071
5	1,043964	1,022525	1,020252	0,903162	1,005521
6	1,053649	1,027814	1,024984	0,878842	1,006078
7	1,057567	1,029361	1,026414	0,873374	1,007337
8	1,067612	1,035086	1,031515	0,846958	1,008831
9	1,076889	1,039921	1,035854	0,826258	1,009058
10	1,088254	1,045594	1,040964	0,802561	1,011284
11	1,114569	1,060817	1,054506	0,732297	1,015164
12	1,114711	1 060631	1,054372	0,731786	1,015501
13	1,119121	1,062929	1,056437	0,721690	1,016080
14	1,124396	1,065683	1,058058	0,710125	1,016680
15	1,123804	1,064358	1,057799	0,718657	1,016270
16	1,135686	1,070647	1,063358	0,691520	1,017844
17	1,134115	1,069224	1,062205	0,699700	1,017273
18	1,144907	1,075355	1,067669	0,671466	1,018870
19	1,150430	1,077719	1,069831	0,662761	1,019375
20	1,156129	1,080589	1,072410	0,651660	1,019858
21	1,157366	1,080699	1,072543	0,654206	1,019529
22	1,161176	1,082680	1,074323	0,645561	1,020034

FONTE: Tabela 3.

exercem impactos substanciais sobre o nível de emprego. Em um estudo prévio analisamos o efeito "intensidade de fator" e constatamos que os pobres usam mais bens que são intensivos em trabalho [Locatelli (1981)]. Desta forma, a distribuição de renda em favor dos grupos de baixa renda poderia aumentar a demanda de bens intensivos em trabalho e elevar o nível de emprego na economia. O efeito "poupança" é tipicamente keynesiano. Devido ao formato das funções poupança, a redistribuição de renda aumentaria o consumo, o que, por sua vez, ocasionaria um efeito multiplicador, resultando em maior produção e emprego.

Um aspecto relacionado é que a mudança na estrutura de produção em favor de indústrias que são mais intensivas em trabalho causaria um decréscimo na produtividade (PIB por pessoa empregada) e na renda



pessoal por pessoa empregada (Tabela 5). A explicação é simples: indústrias intensivas em trabalho empregam relativamente mais pessoas com menor qualificação e com salário mais baixo.

Neste ponto, é interessante contrastar nossos resultados com a evidência empírica existente para o Brasil. De forma mais bem elaborada, existem dois estudos sobre o tema, um de Morley e Smith (1973) e outro de Cline (1972). O primeiro sustenta que o emprego poderia ser modestamente estimulado pela redistribuição de renda, enquanto o segundo, por outro lado, indica que a adoção da distribuição encontrada na Inglaterra poderia expandir o emprego em 5,8%. De acordo com nossa análise, a adoção da alternativa 19, que simula a distribuição de renda britânica, poderia expandir o emprego em 15%. Deste modo, o aumento no emprego previsto pelo nosso modelo é bem mais elevado do que o estimado por Cline.

Tabela 5

Implicações das alternativas estipuladas de distribuição de renda

Alternativas de distribuição de renda	PIB por pessoa empregada	Renda pessoal por pessoa empregada	Participação da poupança pessoal na renda pessoal	Participação das exportações no PIB	Importações/PIB
1	4994,3	3977,4	0,125514	0,091368	0,102532
2	4947,9	3936,5	0,119019	0,090161	0,101762
3	4917,2	3909,3	0,114458	0,089834	0,101298
4	4911,9	3905,1	0,114601	0,089816	0,101206
5	4891,8	3887,1	0,111109	0,089356	0,100826
6	4871,9	3869,2	0,107618	0,088896	0,100453
7	4861,1	3860,2	0,106800	0,088762	0,100338
8	4842,2	3842,9	0,103057	0,088271	0,099931
9	4822,9	3825,8	0,100117	0,087861	0,099577
10	4798,6	3804,6	0,096769	0,087384	0,099167
11	4753,5	3763,1	0,087163	0,086130	0,098119
12	4752,0	3762,1	0,087113	0,086146	0,098169
13	4743,6	3754,6	0,085744	0,085959	0,098012
14	4733,5	3742,7	0,084240	0,085737	0,097817
15	4730,2	3743,8	0,085273	0,085844	0,097899
16	4707,9	3724,1	0,081624	0,085347	0,097484
17	4708,6	3725,2	0,082679	0,085452	0,097550
18	4690,9	3709,1	0,078937	0,084966	0,097146
19	4678,7	3698,8	0,077756	0,084779	0,096981
20	4668,[illegible]	3689,[illegible]	0,076270	0,084554	0,096769
21	4663,5	3685,9	0,076558	0,084546	0,096728
22	4656,7	3679,9	0,075421	0,084391	0,096599

Acreditamos que aqueles autores subestimam os efeitos sobre o emprego resultantes das modificações na distribuição de renda. Na análise de Morley e Smith, o emprego é pouco sensível porque os autores não consideram o setor agrícola. Como a agricultura é uma fonte muito importante de emprego, não resta dúvida que seus resultados são viesados. Em relação ao estudo de Cline, o principal problema reside no uso de uma função poupança que se refere apenas ao setor urbano e na utilização de um número muito reduzido de setores, isto é, 28. Ao contrário, trabalhamos

com um modelo desagregado de 87 setores e com funções consumo que incluem tanto o setor rural quanto o urbano. [8]

4.2 — Implicações no balanço de pagamentos e na receita do governo

De acordo com o que é freqüentemente argumentado acerca das conseqüências externas na redistribuição nos países em desenvolvimento, nossa análise revela que os bens que têm um grande peso no orçamento dos grupos de baixa renda dependem menos de importação. Portanto, a relação importações/PIB decresceria com a redistribuição de renda (ver Tabela 5).

Uma vez que a redistribuição de renda acarretaria um aumento no PIB, o nível absoluto de importações também se elevaria. No entanto, pelos motivos antes assinalados, o aumento no volume de importações seria reduzido. Isto nos leva a afirmar que a situação do balanço de pagamentos não se deterioraria, a não ser que as exportações sejam afetadas negativamente. Do lado das exportações, o problema maior poderia residir na agricultura, que se caracteriza como um dos principais setores exportadores e, incidentalmente, seria muito exigida caso a renda fosse distribuída de forma mais igualitária. Contudo, em face das evidências disponíveis acerca da elasticidade de oferta deste setor e de sua segmentação (isto é, existência de dois subsetores distintos: um de exportação e outro voltado para

8 No entanto, devido às hipóteses restritivas do modelo, é possível pensar em algumas complicações que tornariam nossos resultados de expansão de emprego menos otimistas. Por exemplo, a relação fixa entre emprego e produção, $L_j = l_j/X_j$, pode ser reescrita como $L_j = W_j/w_j h_j$, de forma que o número de empregados no setor dependeria da folha de salários (W_j), da taxa de salário por hora (w_j) e do número médio de horas trabalhadas por cada empregado (h_j). Para evitar o problema de substituição, W_j/w_j deve ser uma proporção fixa do produto total X_j, onde o número de empregos poderia variar dependendo do número de horas que cada um trabalha. É evidente que numa situação de subemprego, como possivelmente ocorre na agricultura brasileira, a expansão da demanda final das classes mais pobres, que incide fortemente sobre a produção agrícola, poderia significar aumento no número de horas trabalhadas ao invés de novos empregos. Ademais, a ocorrência de mudanças técnicas "poupadoras de mão-de-obra" é mais provável numa estratégia de crescimento com expansão rápida dos setores ditos "tradicionais" (e, tipicamente, com estruturas produtivas marcadamente heterogêneas) do que em outra estratégia apoiada na expansão de setores já "modernizados" e tecnologicamente mais homogêneos.

o mercado interno).[9] acreditamos que estratégias redistributivistas moderadas podem ser implementadas sem que os níveis históricos das exportações brasileiras sejam comprometidos.

Em decorrência da expansão do PIB, a receita do governo também se elevaria. Esta elevação, embora substancial, seria menor do que a observada para o PIB, sugerindo que os impostos indiretos são ligeiramente progressivos (ver Tabela 3).

4.3 — Mudanças na composição setorial da produção

Outro resultado interessante dos exercícios de simulação refere-se às conseqüências da redistribuição de renda sobre a estrutura produtiva. A Tabela 6 sugere que, se a sétima alternativa fosse adotada, 36 dos 87 setores poderiam apresentar (quando se comparam os dados gerados por aquela alternativa com os da alternativa 1) taxas de crescimento superiores a 1%. O número de setores afetados positivamente se elevaria a 47 quando se considera a alternativa 22.

Os principais beneficiários das mudanças seriam os setores agrícolas e os de produtos alimentares, enquanto os perdedores seriam os de bens de consumo duráveis. As indústrias produtoras de bens intermediários são mais ou menos insensíveis ao padrão de distribuição de renda, de forma que indústrias como a metalúrgica e a de minerais não-metálicos seriam afetadas apenas marginalmente. Os resultados observados para os setores do terciário são ambíguos, isto é, alguns apresentariam aumentos e outros decréscimos nos níveis de produção.

Estes resultados acerca da associação entre concentração (ou desconcentração) de renda e taxa de crescimento dos setores revelam grandes semelhanças com os obtidos por Bonelli e Vieira da Cunha (1981), que agrupam os setores em três conjuntos que exibem características comuns. Num primeiro grupo incluem aqueles para os quais se observa uma nítida associação negativa entre taxas de crescimento da produção e concentração do consumo nas classes mais ricas. Encontram-se, neste caso, três setores: agricultura e pecuária; alimentar; e energia elétrica. No segundo grupo, são incluídos os setores que não produzem bens destinados ao consumo pessoal, mas à utilização intermediária. Para estes setores, a redistribuição de renda não tem nenhum efeito sobre o crescimento da produção. O

[9] Ver Barros e Graham (1978).

Tabela 6

Conseqüências das alternativas selecionadas de distribuição de renda sobre a estrutura de produção: comparação com a alternativa 1

(Em %)

Setores	Aumento ou decréscimo na produção setorial		
	Alternativa 7	Alternativa 14	Alternativa 22
1 — Extrativa vegetal e pesca	5,13	10,09	13,88
2 — Lavoura	7,41	15,82	20,81
3 — Pecuária	9,46	21,44	26,83
4 — Agropecuária	8,55	18,29	23,85
5 — Extração mineral	0,32	0,71	0,89
6 — Combustíveis minerais	1,42	3,17	3,72
7 — Cimento	0,06	0,11	0,13
8 — Vidro	0,17	0,59	0,44
9 — Produtos de minerais não-metálicos	0,07	0,14	0,19
10 — Gusa e lingotes	—0,30	—0,63	—0,85
11 — Laminados de aço	—0,27	—0,60	—0,78
12 — Fundidos de ferro e aço	—0,53	—1,27	—1,59
13 — Metalurgia dos não-ferrosos	—0,21	—0,32	—0,54
14 — Outros metalúrgicos	0,98	2,17	2,81
15 — Bombas e motores	0,07	0,17	0,23
16 — Peças mecânicas para máquinas	—0,43	—0,92	—1,28
17 — Máquinas e equipamentos para a indústria	0,49	1,17	1,41
18 — Máquinas e equipamentos para a agricultura	0,24	0,50	0,62
19 — Máquinas de uso doméstico e de escritório	—4,35	—8,56	—11,82
20 — Máquinas rodoviárias	0,61	1,30	1,71
21 — Equipamentos para energia elétrica	0,26	0,71	0,83
22 — Condutores elétricos	—0,08	—0,03	—0,22
23 — Material elétrico	—0,75	—1,59	—2,15
24 — Aparelhos elétricos	—4,22	—8,36	—11,52
25 — Material eletrônico	—2,13	—2,82	—5,74
26 — Equipamentos de comunicações	—3,25	—3,59	—8,94
27 — Automóveis	—6,47	—15,19	—18,94
28 — Caminhões e ônibus	—0,73	—1,74	—2,09
29 — Peças mecânicas para veículos	—1,65	—3,93	—4,87
30 — Indústria naval	0,07	0,16	0,19
31 — Veículos ferroviários e outros	—1,25	—3,19	—2,95
32 — Madeira	—0,18	—0,28	—0,45
33 — Mobiliário	—4,59	—9,19	—12,47
34 — Celulose	1,60	4,10	4,74
35 — Papel e papelão	1,86	4,60	5,33
36 — Artefatos de papel	3,33	7,34	9,29
37 — Borracha	—0,13	—0,35	—0,41
38 — Couros e peles	0,91	2,95	2,69
39 — Elementos químicos	2,26	5,20	6,42
40 — Álcool, cana e cerâmica	1,77	4,18	5,07
41 — Refinaria e petroquímica	1,63	3,54	4,24
42 — Derivados de carvão mineral	0,47	1,98	1,50
43 — Resinas e elastômeros	0,47	1,37	1,33
44 — Óleos vegetais em bruto	7,42	16,83	21,18
45 — Pigmentos e tintas	0,56	1,41	1,56
46 — Produtos químicos diversos	4,90	10,75	13,72
47 — Farmacêutica	2,70	6,92	8,84
48 — Perfumaria	7,93	16,97	22,11
49 — Matéria plástica	—0,08	0,08	—0,15
50 — Beneficiamento têxtil natural	0,54	1,33	1,49
51 — Fiação e tecelagem artificial	0,13	0,79	0,38
52 — Fiação e tecelagem fio natural	0,83	2,03	2,37
53 — Outras têxteis	0,91	2,79	2,58
54 — Vestuário	—0,29	0,88	—0,72
55 — Calçados	2,61	6,83	7,70
56 — Beneficiamento de café	6,85	13,55	18,77
57 — Torrefação e moagem de café	7,16	14,08	19,60
58 — Beneficiamento de arroz	18,14	37,81	51,03
59 — Moagem de trigo	9,69	21,13	27,67
60 — Beneficiamento de outros vegetais	2,92	6,26	7,76

(Continua)

Setores	Aumento ou decréscimo na produção setorial		
	Alternativa 7	Alternativa 14	Alternativa 22
61 — Abate e preparação de carnes	14,22	31,04	30,98
62 — Abate e preparação de aves	-1,09	-1,37	-2,54
63 — Preparação de pescado	7,78	15,73	21,33
64 — Laticínios	7,41	17,47	21,49
65 — Usinas de açúcar	8,63	17,54	24,00
66 — Refino de açúcar	10,88	26,39	32,79
67 — Panificação e massas alimentícias	13,16	25,22	34,45
68 — Refino de óleos vegetais	4,74	10,83	13,56
69 — Outras alimentícias	4,73	10,66	13,35
70 — Bebidas	-2,39	-2,71	-8,34
71 — Fumo	4,12	8,34	10,92
72 — Editorial e gráfica	-0,59	-0,98	-1,74
73 — Diversas	-0,36	-0,24	-0,46
74 — Energia elétrica	4,85	10,98	13,91
75 — Utilidade pública	13,18	31,90	28,22
76 — Construção civil	0,03	0,06	0,08
77 — Distribuição	3,32	7,38	9,38
78 — Transporte ferroviário	2,09	4,64	5,90
79 — Transporte aquático	0,44	1,01	1,21
80 — Outros transportes	5,75	12,98	16,77
81 — Comunicações	-5,38	-7,63	-9,70
82 — Financeiro	0,00	0,00	0,00
83 — Alojamento e alimentação	-1,20	-2,27	-3,37
84 — Reparação não-industrial	-0,39	-0,32	-1,92
85 — Assistência hospitalar	-2,55	-2,70	-5,54
86 — Outros serviços	-1,23	-2,13	-3,70
87 — Peças de reparação	1,14	2,61	3,22

terceiro grupo contém os setores para os quais a concentração de renda nas classes mais ricas tem uma influência positiva sobre o crescimento da produção. Neste grupo Bonelli e Vieira da Cunha ressaltam apenas quatro casos dignos de nota: material de transporte; madeira e mobiliário; borracha, couros e plásticos; e editorial e diversos.

Embora seja perfeitamente discernível nas referidas análises uma forte associação negativa entre desconcentração de renda e crescimento da produção nas indústrias de bens de consumo duráveis, nossos resultados revelam que a perda de crescimento nessas indústrias, que resultaria da redistribuição de renda, tem sido superdimensionada. Por exemplo, a adoção da alternativa 7, que envolve uma razoável diminuição na desigualdade, poderia reduzir o produto da indústria automobilística em 6,7%, e o da indústria de aparelhos elétricos em somente 1,2%. De outro lado, a adoção desta estratégia moderada de distribuição de renda não demandaria uma grande reestruturação da economia (os setores mais afetados positivamente deveriam expandir a produção a cerca de 10%), de forma que as novas metas de consumo poderiam ser atingidas. Contudo, devemos ressaltar que uma política redistributiva radical, implementada de forma não-gradual, poderia causar um grande desequilíbrio na economia, devido às limitações de oferta no curto prazo.

Outro aspecto a ser ressaltado em favor da desconcentração de renda é que tal política pode conduzir a um padrão de alocação de recursos mais eficiente. Esta afirmação decorre dos resultados que obtivemos ao correlacionarmos as taxas efetivas de crescimento setorial (período 1974/79) e aquelas simuladas (tomando como referência a alternativa 7) com os dados relativos aos custos dos recursos domésticos para os vários setores.[10] Em relação aos valores reais (crescimento setorial observado no período 1974/79) e aos respectivos custos dos recursos domésticos,[11] encontramos um coeficiente de correlação de Spearman positivo (CCS = 0,12), enquanto para os valores simulados detectamos uma associação negativa (CCS = – 0,35, significativo ao nível de 1%), isto é, as indústrias que seriam beneficiadas pelas modificações na distribuição de renda são aquelas que usam mais intensamente os recursos domésticos e, por conseguinte, têm um menor custo social.

Como mencionamos anteriormente, não constitui objeto deste estudo proceder a uma análise acerca dos instrumentos que poderiam ser usados para se implementar uma política redistributiva. Todavia, como a política tarifária tem sido bastante criticada pelos especialistas,[12] reportamo-nos brevemente a este tema.

Para testar a hipótese de que a política tarifária tem operado em detrimento de um padrão de renda mais igualitário, correlacionamos as taxas simuladas de crescimento setorial (tomando como referência os valores gerados pela alternativa 7) com os dados mais recentes relativos às tarifas de proteção efetiva para cada setor.[13] O resultado obtido (CCS = – 0,19, significativo ao nível de 10%) dá suporte aos críticos e mostra que os setores incentivados não estão entre aqueles que seriam prioritários numa estratégia que enfatiza maior igualdade na distribuição de renda. A conclusão é óbvia: se uma das metas de política econômica for maior igualdade, o governo deveria reexaminar sua política tarifária, que é viesada em favor do consumo das classes mais ricas.

10 A abordagem dos custos dos recursos domésticos é considerada como uma das mais apropriadas para oferecer indicações sobre setores prioritários no contexto de uma estratégia de desenvolvimento. A este respeito, ver Bruno (1967).

11 Os dados sobre custos dos recursos domésticos e taxas de crescimento setorial foram retirados de Savasini e Kume (1979) e Tyler e Suzigan (1981), respectivamente.

12 Ver, por exemplo, Tyler e Suzigan (1981).

13 As tarifas de proteção efetiva referem-se ao período 1981/82 e foram calculadas por Tyler e Suzigan (1981).

5 — As implicações sobre o crescimento econômico

Na seção anterior tratamos dos impactos que poderiam ocorrer em um curto espaço de tempo, sendo que os resultados obtidos nos levam a ser favoráveis à desconcentração de renda. Nesta seção, nossa análise volta-se para as implicações sobre o crescimento econômico, tema este bastante controverso.

Existe uma posição ortodoxa, com grande número de adeptos no Brasil, que assegura que a desconcentração de renda reduziria a acumulação de capital, significando, no futuro, menores taxas anuais de crescimento do PIB. Esta posição tem sido atacada pelos economistas "estruturalistas", para os quais a redistribuição de renda para os grupos mais pobres aumentaria a demanda de bens que são intensivos em trabalho e, desta forma, o uso de trabalho relativamente ao capital. Portanto, segundo eles, a necessidade de investimentos seria menor e, mesmo admitindo-se menor nível de poupança, alguma distribuição de renda poderia ser tolerada sem sacrificar o crescimento econômico.

Esta controvérsia pode ser abordada usando conjuntamente os resultados gerados pelo modelo de simulação e a relação de Harrod-Domar, expressa por:

$$g = \frac{s}{k} \qquad (32)$$

onde g representa as taxas anuais de crescimento, s a taxa média de poupança e k a relação capital/produto.

Uma vez que os grupos de menor renda têm uma menor propensão a poupar, uma transferência de renda das classes mais ricas para as mais pobres diminuiria o volume de poupança pessoal. Sem dúvida, como mostra a Tabela 4, o decréscimo é substancial. No entanto, devemos prosseguir com a análise e verificar o que ocorreria com as outras fontes de poupança. Usualmente, os estudos pressupõem que as poupanças do governo e das empresas permaneçam constantes, mas isto poderia não ser verdadeiro. Deve-se ter em mente que as poupanças do governo e das empresas dependeriam do comportamento das receitas governamentais e dos lucros das empresas. Nosso modelo nos permite quantificar os efeitos da distribuição de renda sobre aquelas fontes potenciais de financiamento do investimento. Como a Tabela 7 mostra, impostos indiretos e outras rendas (que constituem parte dos lucros que seriam convertidos em pou-

panças, de acordo com os dados do ano-base, e impostos diretos sobre os lucros das empresas) poderiam crescer.

Como pressupomos que a despesa do governo permanece constante, o aumento da receita pública poderia ser usado para financiar o investimento. Mas não é claro qual será o destino dos lucros adicionais. Tendo em vista que as empresas são propriedades dos indivíduos mais ricos, e que estes irão sofrer perdas de renda após a redistribuição, poder-se-ia prever que pressionariam as empresas para uma política mais generosa de distribuição de dividendos. Assim, os lucros extras poderiam ser consumidos ao invés de poupados.

TABELA 7

Recursos para financiar o investimento
(Cr$ milhões)

Alternativas	Aumento ou decréscimo nas fontes potenciais para financiar o investimento				Recursos totais	
	Poupança pessoal	Impostos indiretos	Contribuições à previdência social	Outras rendas	Hipótese A	Hipótese B
1	—	—	—	—	46799,0	46799,0
2	—575,2	+161,7	+39,6	+340,1	46765,2	46425,1
3	—986,5	+281,1	+68,0	+579,1	46740,7	46161,6
4	— 968,4	+261,2	+66,2	+585,2	46743.2	46158,0
5	—1.289,3	+361,7	+88,6	+763,5	46723,5	45960,0
6	—1.613,1	+463,1	+111,2	+943,4	46703,6	45760,2
7	—1.685,9	+476,5	+114,6	+994,3	46698,5	45704,2
8	—2.037,6	+586,3	+140,4	+1.190,1	46678,2	45488,1
9	—2.313,2	+662,7	+159,9	+1.354,4	46662,8	45308,4
10	—2.628.7	+746,7	+181,3	+1.546,3	46644,6	45098,3
11	—3.564,2	+1.038,1	+251,1	+2.067,7	46591,7	44524,0
12	—3.571,0	+1.051,0	+248,8	+2.059,5	46587,3	44527,8
13	—3.705,3	+1.090,0	+258,0	+2.137,4	46579,1	44441,7
14	—3.859,4	+1.131,0	+269,2	+2.231,2	46571,0	44339,8
15	—3.745,8	+1.082,3	+258,1	+2.183,0	46576,6	44393,6
16	—4.107,1	+1.187,2	+283,0	+2.393,0	46555,1	44162,1
17	—3.998,2	+1.140,2	+274,9	+2.347,1	46563,0	44215,9
18	—4.374,1	+1.257,2	+302,4	+2.556,6	46541,1	43984,5
19	—4.490,0	+1.280,8	+309,1	+2.635,4	46534,3	43898,9
20	—4.637,8	+1.313,2	+320,1	+2.733,1	46527,6	43794,5
21	—4.603,9	+1.283,3	+317,7	+2.736,1	46532,2	43796,1
22	—4.719,0	+1.316,7	+325,6	+2.803,3	46525,6	43722,3

Como nosso modelo não nos permite desagregar as outras rendas, consideraremos duas hipóteses:

— Hipótese A — todo aumento nas fontes potenciais de poupança é usado para financiar o investimento; e

— Hipótese B — mudanças nas outras rendas são canalizadas para o consumo.

Aplicando nossos dados na relação de Harrod-Domar, estimamos as taxas potenciais de crescimento do PIB, que aparecem nas duas últimas colunas da Tabela 8. Para a alternativa 1, o volume de poupança global permitiria um aumento no PIB de 8,24%. Se a alternativa 22 fosse escolhida, o crescimento do PIB poderia ser da ordem de 7,14% ou de 7,60%, dependendo da hipótese adotada. O decréscimo nas taxas de crescimento causado pela redistribuição de renda seria, desta forma, muito reduzido.

TABELA 8

Implicações da distribuição de renda sobre o crescimento econômico

Alternativas de distribuição de renda	Estoque de capital estimado (Cr$ milhões)	Relação capital produto	Taxas de crescimento do PIB	
			Hipótese A	Hipótese B
1	568.042,8	4,27	8,24	8,24
2	573.437,7	4,26	8,16	8,10
3	577.220,8	4,26	8,10	8,00
4	577.357,7	4,26	8,10	8,00
5	580.158,5	4,26	8,05	7,92
6	582.985,2	4,26	8,01	7,85
7	583.814,0	4,26	8,00	7,83
8	586.889,4	4,26	7,95	7,75
9	589.498,5	4,26	7,92	7,69
10	592.556,4	4,26	7,87	7,61
11	600.748,1	4,25	7,76	7,41
12	600.592,1	4,25	7,76	7,41
13	601.826,1	4,25	7,74	7,38
14	603.318,2	4,25	7,72	7,35
15	602.603,1	4,25	7,73	7,37
16	605.927,9	4,25	7,68	7,29
17	605.241,6	4,25	7,69	7,31
18	608.534,9	4,25	7,65	7,23
19	609.809,8	4,25	7,63	7,20
20	611.383,3	4,25	7,61	7,16
21	611.484,5	4,25	7,61	7,16
22	612.548,3	4,25	7,60	7,14

Estes resultados dão suporte às conclusões de Cline (1972) e Lopes (1972), mostrando que os custos impostos ao crescimento pela adoção de uma distribuição de renda mais eqüitativa são limitados. Em termos de magnitude, nossos resultados situam-se entre os daqueles autores, aproximando-se mais das estimativas de Cline, que indicam uma perda de aproximadamente 1% na taxa de crescimento anual. Lopes é mais otimista e sustenta que a equiparação nas rendas não prejudicaria a expansão do PIB. De acordo com sua análise, os bens intensivos em capital têm um acentuado peso nas cestas de consumo das classes de renda mais alta, de forma que a desconcentração de renda resultaria em substancial redução na relação agregada capital/produto, que suplantaria, inclusive, o decréscimo no volume de poupança. Mesmo admitindo (como discutido no Apêndice) que o método empregado neste estudo para calcular os requisitos de capital possa superestimar as relações capital/produto das indústrias de bens de consumo não-duráveis e, portanto, os custos de crescimento associados à desconcentração de renda, a conclusão de Lopes é difícil de ser sustentada. Aquela poderia requerer, *ceteris paribus,* um decréscimo na relação capital/produto de 8 a 16%, dependendo da hipótese que se adote, o que parece pouco provável em vista da evidência internacional disponível.[14]

6 — Conclusões

Este trabalho objetivou fornecer uma quantificação das conseqüências de mudanças hipotéticas na distribuição de renda, sendo que as principais conclusões podem ser sumariadas como se segue. A redistribuição de renda em favor dos grupos de baixa renda resultaria em ajustamentos que, por sua vez, conduziriam, no curto prazo, a maiores níveis de emprego, PIB e renda pessoal. O efeito-emprego mostrado por nossa análise é bem mais elevado do que o estimado em outros estudos para o Brasil. A maior razão parece residir no fato de que nossa análise baseia-se em um modelo bastante desagregado de 87 setores.

14 Por exemplo, simulações dos efeitos da desconcentração de renda realizadas para Índia e Filipinas revelam que a relação capital/produto poderia aumentar no primeiro caso e decrescer em somente 2% no segundo caso. Ver, respectivamente, Paukert, Skolka e Maton (1976, p. 179) e Mohammad (1981, p. 142).

Os resultados relativos aos efeitos da desconcentração de renda sobre o balanço de pagamentos estão em acordo com os previstos pela literatura teórica. A despeito do aumento no PIB, os efeitos sobre o balanço de pagamentos seriam insignificantes, porque os bens que têm um grande peso no orçamento dos grupos de baixa renda apresentam um pequeno conteúdo de importações.

Em termos da estrutura produtiva, nossos resultados revelam que a desconcentração de renda poderia exercer efeitos diferenciados. Os principais beneficiários das mudanças seriam os setores agrícolas e os de produtos alimentares, enquanto os perdedores seriam os setores de bens de consumo duráveis. Para as indústrias que produzem bens intermediários (por exemplo, siderurgia e cimento), as modificações na distribuição de renda não exerceriam nenhum efeito digno de nota sobre a produção setorial.

Um resultado interessante, advindo da análise acerca da associação entre crescimento setorial e desigualdade, refere-se ao obtido para as indústrias de bens de consumo duráveis. Como salientamos, para estas indústrias a desconcentração de renda teria um efeito negativo. Entretanto, nossos resultados não dão suporte ao argumento de que uma política redistributivista poderia frustrar-se devido à inadequação da estrutura produtiva instalada — alegadamente muito voltada para a produção de bens sofisticados — e o novo perfil de demanda. À luz das evidências empíricas apresentadas, este argumento precisa ser melhor qualificado. Se, por exemplo, estivermos pensando numa redução do coeficiente de Gini de 0,60 para 0,50, que envolve uma razoável diminuição na desigualdade, o decréscimo previsto na produção da indústria automobilística seria algo em torno de 6,5%, enquanto na da indústria de aparelhos elétricos estaria situado em somente 4,0%, reduções estas que, convenhamos, não seriam suficientes para provocar uma crise aguda na economia.

Além dos impactos que poderiam materializar-se em um curto espaço de tempo, investigamos ainda as implicações da desconcentração de renda sobre o crescimento futuro. Em conformidade com a literatura recente, nossa análise revelou que o *trade-off* entre crescimento e equidade é reduzido. A redistribuição de renda causaria um decréscimo na poupança pessoal, parcialmente compensado por um incremento nas outras fontes de poupança (impostos e lucros das empresas). O total de recursos para financiar o investimento se reduziria e, muito embora se possa prever uma ligeira redução na relação capital/produto, o resultado final seria

uma menor taxa de crescimento no futuro. Entretanto, o argumento de que a distribuição de renda poderia comprometer severamente as taxas de crescimento não possui nenhum suporte empírico.

Com base nestes resultados, nossa conclusão é que uma redistribuição de renda moderada em favor das classes mais pobres poderia constituir-se em uma estratégia realista para o Brasil.

Apêndice — Fontes dos dados

Neste trabalho utilizamos a Matriz de Relações Intersetoriais do Brasil para o ano de 1970, seguindo sua agregação original a 87 setores. Esta publicação [IBGE (1979)] apresenta dados sobre fluxos de produção intermediária (produzidos internamente e importados), impostos indiretos, valor adicionado, contribuição à previdência social e emprego. Dados relativos aos padrões de consumo familiar por grupos de renda e demais valores da demanda final são também disponíveis na publicação. Contudo, os dados estão apresentados numa base de produtos, isto é, mostram o fluxo de produtos e não da produção setorial que se destina à demanda final. Desta forma, tivemos de converter os componentes da demanda final em uma base setorial, o que fizemos mediante a adoção das hipóteses usadas pelo IBGE quando da conversão dos fluxos intermediários.

Outras fontes foram utilizadas para se determinar as poupanças das famílias e as relações capital/produto. Os parâmetros das poupanças das famílias foram estimados usando informações dos orçamentos familiares [IBGE (1978)]. Estimados os parâmetros de poupança, quantificamos — usando as equações (18) e (19) — as rendas recebidas por cada grupo de renda. Como a renda das famílias supera a massa de salários, distribuímos uma parte do excedente bruto setorial para as famílias.

A Matriz de Relações Intersetoriais oferece informações sobre o número de famílias por grupo de renda, de forma que o coeficiente de Gini para o ano-base pôde ser facilmente calculado, situando-se em 0,62. Esta medida de desigualdade assemelha-se à calculada por Jain (1975), uma vez que aquele autor obteve para o mesmo ano um coeficiente de 0,61. Embora os referidos índices de desigualdade sejam muito próximos, salientamos que os nossos dados superestimam ligeiramente o nível de concentração. O problema decorre do uso de base de dados, que exibe um nível diferente de desagregação: Jain trabalhou com 10 classes de renda, enquanto

nós utilizamos quatro. Como se sabe, o uso dos mesmos dados de renda, porém mais desagregados, gera uma curva de Lorenz mais suave e, em conseqüência, a área entre a curva de Lorenz e a linha de 45° é maior, o que conduz a um maior coeficiente de Gini. Contudo, mesmo considerando que nosso índice de desigualdade se elevaria, caso maior número de classes de renda fosse adotado, a diferença nas duas estimativas seria muito pequena e não invalidaria as conclusões do trabalho.

As relações capital/produto foram estimadas utilizando-se também a Matriz de Relações Intersetoriais, que apresenta um vetor referente ao excedente bruto, definido como a diferença entre o valor bruto de produção e a soma do valor total dos insumos intermediários a preços do consumidor, salários e ordenados, rendimentos dos trabalhadores independentes, previdência social e subsídios concedidos à atividade.

O excedente bruto por unidade de produção (c_j) representa a participação bruta do capital no total da produção, de forma que podemos escrever:

$$c_j = r_j^p \ (K/VBP)_j$$

ou:

$$K_j = \frac{c_j \ . \ VBP_j}{r_j^p}$$

onde r_j^p é a taxa de retorno privado no setor j, expresso em percentagem, K_j o valor do estoque de capital no setor j, expresso em cruzeiros, e VBP_j o valor bruto da produção no setor j, expresso em cruzeiros.

Portanto, para estimarmos o valor do estoque de capital necessitamos conhecer a taxa de retorno privado ao capital para os vários setores. Savasini e Kume (1979) fornecem dados de r^p para um grande número de setores, sendo que calculamos os demais.

O maior problema associado às nossas estimativas de estoque de capital é que tivemos de usar informação sobre a taxa de retorno privado, que se refere somente às grandes empresas, conforme aparece em FGV (1971). Como as grandes empresas tendem a usar mais capital relativamente ao trabalho, espera-se que suas taxas de retorno ao capital sejam inferiores àquelas observadas para as pequenas empresas. Segue-se que o valor do estoque de capital (e a relação capital/produto) poderia estar superestimado em setores nos quais as pequenas firmas contribuem significativamente na produção setorial, o que poderia acontecer nas indústrias de bens de consumo não-duráveis e no setor terciário.

Bibliografia

AHLUWALIA, M. S. Income inequality: some dimensions of the problems. In: CHENERY, H., *et alii*, eds. *Redistribution with growth*. Londres, Oxford University Press, 1974.

———. Inequality, poverty and development. *Journal of Development Economics, 3* (4) :307-42, 1976.

ANAND, S., e KANBUR, M. *Inequality and development: a critique*. Paper presented at SRCC Development Economics Study Group, nov. 1981.

BACHA, E. L., e TAYLOR, L. Brazilian income distribution in the 1960s: "facts", model results, and the controversy. In: TAYLOR, L., *et alii*, eds. *Models of growth and distribution for Brazil*. New York, Oxford University Press, 1980.

BARROS, J. R. M. de, e GRAHAM, D. H. A agricultura brasileira e o problema da produção de alimentos. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, *8* (3) :695-726, dez. 1978.

BONELLI, R., e VIEIRA DA CUNHA, P. Crescimento econômico, padrão de consumo e distribuição da renda no Brasil: uma abordagem multissetorial para o período 1970/75. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, *11* (3) :703-56, dez. 1981.

BRUNO, M. The optimal selection of export-promoting and import-substituting projects. In: *Planning and external sector: techniques, problems and policies*. New York, United Nations, 1967.

CHOW, S. C., e PAPANEK, G. S. Laissez-faire, growth and eqüity — Hong-Kong. *Economic Journal, 91* (362) :466-85, 1981.

CLARK, P. Intersectoral consistency and macro-economic planning. In: BLITZER, C. R., *et alii*, eds. *Economy-wide models and development planning*. Londres, Oxford University Press, 1975.

CLINE, W. R. *Potential effects of income redistribution on growth: Latin American cases*. New York, Praeger Publishers, 1972.

———. Distribution and development: a survey of literature. *Journal of Development Economics, 1* (4) :359-400, 1975.

FEI, J., RANIS, G., e KUO, S. *Growth with equity: the Taiwan case*. New York, Oxford University Press, 1979.

FGV. As 500 maiores empresas. *Conjuntura Econômica*, Rio de Janeiro, *25* (7):148-63, 1971.

FIELDS, G. S. *Poverty, inequality, and development*. New York, Cambridge University Press, 1980.

FISHLOW, A. Distribuição da renda no Brasil: um novo exame. *Dados*, *11*:10-80, 1973.

IBGE. *Estudo nacional da despesa familiar — ENDEF — Brasil 1974/75*. Rio de Janeiro, 1978.

———. *Matriz de relações intersetoriais: Brasil, 1970*. Versão final. Rio de Janeiro, 1979.

JAIN, S. *Size distribution of income: a compilation of data*. Washington, D. C., The World Bank, 1975.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, *45* (1) :1-28, 1955.

———. Quantitative aspects of the economic growth of nations. VIII Distribution of income by size. *Economic Development and Cultural Change*, *11* (2) :1-80, 1963.

LANGONI, C. G. *Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil*. Rio de Janeiro, Expressão e Cultura, 1973.

LOCATELLI, R. L. Crescimento e expansão de emprego no Brasil: a questão da composição do produto. *Revista Brasileira de Estatística*, *42* (168): 391-409, 1981.

———. *Growth, employment and income distribution: an input-output study for Brazil*. Tese de Ph.D. London University, 1982.

LOEHR, W., e POWELSON, J. *The economics of development and distribution*. New York, Harcourt Brace Jovanovich, Inc., 1981.

LOPES, F. L. *Inequality planning in the developing economy*. Tese de Ph.D. Harvard University, 1972.

MALAN, P., e WELLS, J. Resenha bibliográfica de *Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil*, de Carlos G. Langoni. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 3 (4):1.103-24, dez 1973.

MOHAMMAD, S. Trade, growth and income redistribution: a case study of India. *Journal of Development Economics, 9* (1) :131-47, 1981.

MORLEY, S., e SMITH, G. W. The effect of changes in the distribution of income on labor, foreign investment, and growth in Brazil. In: STEPAN, A., ed. *Authoritarian Brazil: origins, policies, and future.* New Haven, Yale University Press, 1973.

OSHIMA, H. T. The international comparison of size distribution of family incomes with special reference to Asia. *Review of Economics and Statistics, 44* (4):439-45, 1962.

PAUKERT, F. Income distribution at different levels of development: a survey of evidence. *International Labour Review, 108* (2-3) :97-125, 1973.

PAUKERT, F., SKOLKA, J., e MATON, J. Redistribution of income, patterns of consumption, and employment: a case study for the Philippines. In: POLENSKE, K. R., e SKOLKA, J., eds. *Advances in input-output analysis.* Cambridge, Mass., Ballinger Publishing Co., 1976.

_______. *Income distribution by size, structure of the economy and employment: a comparative study for four Asian countries.* Paper presented at the Seventh International Conference on Input-Output Techniques. Innsbruck, 1979.

PYATT, G., e ROE, A., *et alii. Social accounting for development planning: with special reference to Sri Lanka.* Cambridge, Cambridge University Press, 1977.

SAVASINI, J. A., e KUME, H. *Custo dos recursos domésticos das exportações brasileiras.* Rio de Janeiro, Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior, 1979.

TYLER, W. G., e SUZIGAN, W. *Políticas comerciais e incentivos industriais no Brasil, 1979-81.* Mimeo, inédito. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1981.

WELLS, J. Distribution of earnings, growth and the structure of demand in Brazil during the 1960's. *World Development, 2* (1) :9-24, 1974.

(Originais recebidos em agosto de 1983. Revistos em agosto de 1984.)

Modernização da agricultura e distribuição de renda no Brasil *

Rodolfo Hoffmann **
Angela A. Kageyama ***

Utilizando dados do Censo Agropecuário de 1975 e do Censo Demográfico de 1980, por unidades da Federação, procura-se analisar o impacto da modernização tecnológica da agricultura brasileira sobre as principais características da distribuição pessoal de renda no setor. A medida do grau de modernização foi obtida por meio de uma análise fatorial aplicada a 29 variáveis selecionadas, utilizando-se os dois fatores principais resultantes, que foram então correlacionados com a renda média, o índice de pobreza de Sen e duas medidas de desigualdade da distribuição de renda (o índice de Gini e a participação dos 10% mais ricos na renda global). Os resultados da análise evidenciaram a existência de associações positivas entre o grau de modernização e o nível de renda per capita *e entre o grau de modernização e a desigualdade da distribuição de renda no setor agropecuário. Existem ainda evidências no sentido de que maiores níveis de modernização da agricultura tendem a se associar com menores níveis de pobreza rural no País.*

1 — Introdução

O principal objetivo deste trabalho é verificar se existe uma associação entre o grau de modernização da agricultura e a desigualdade da distribuição de renda pessoal no setor agrícola no Brasil, tomando como unidade de análise as unidades da Federação (estados e territórios). A hipótese central é que tende a existir uma associação direta entre o grau de modernização e a concentração de renda agrícola, entendendo-se a modernização basicamente do ponto de vista tecnológico, mas abrangendo também as

* Este trabalho é parte do projeto "Inovações Tecnológicas e Transformações Recentes na Agricultura Brasileira", financiado pela FINEP. Uma análise exploratória dos dados foi feita com a colaboração de Sylvia Regina Hellmeister. Uma versão preliminar foi apresentada na Conferência Latino-Americana de Economia Agrícola, realizada em Piracicaba, São Paulo, de 28 a 31 de maio de 1984.

** Da ESALQ/USP.

*** Do DEPE/UNICAMP.

relações sociais de produção, o grau de monetarização e a presença de financiamento por vias institucionais.

Essa hipótese, uma vez comprovada, ajudaria a entender por que cresceu tanto a desigualdade da distribuição de renda no setor agrícola brasileiro na década de 70.

Os estudos pioneiros nessa área foram desenvolvidos na década de 70 visando principalmente a avaliar os efeitos da Revolução Verde nas regiões subdesenvolvidas da Ásia, já que dos objetivos propostos — aumentar rapidamente a produção de cereais básicos (arroz e trigo) e melhorar o nível de vida do campesinato — apenas o primeiro tendia a ser alcançado com relativo sucesso. Na verdade, a Revolução Verde fez-se acompanhar de um aumento relativo das desigualdades sociais e inter-regionais e, em alguns casos, do aumento absoluto da pobreza naqueles países.

As principais conclusões desses estudos no que diz respeito aos efeitos distributivos da Revolução Verde [ver, entre outros, Falcon (1970), Bell (1972), Gotsch (1972) e Gibbons, De Koninck e Hasan (1980)] apresentam um certo grau de especificidade local, mas podem ser reunidas segundo dois aspectos comuns:

a) Os efeitos distributivos não se devem à tecnologia em si, ou seja, em princípio a tecnologia associada à Revolução Verde era neutra quanto à escala, devido à divisibilidade de seus principais componentes (sementes melhoradas de alta produtividade, fertilizantes e defensivos). Nesse sentido, o acesso à nova tecnologia independia do tipo de produtor e do tamanho da propriedade, havendo assim uma "igualdade de oportunidades", em princípio, o que permitiu inclusive sua rápida difusão nos países subdesenvolvidos.

b) Na prática, porém, as características da tecnologia, associadas às condições estruturais, institucionais e políticas da região, redundavam num aumento das desigualdades de renda preexistentes, notadamente entre os produtores que haviam adotado as inovações. Como resultado, o "pacote tecnológico" aparentemente neutro trazia um reforço à desigualdade, através da distribuição dos benefícios da nova tecnologia em favor dos maiores produtores. Os mecanismos pelos quais os grandes proprietários ou os produtores mais ricos foram relativamente privilegiados no processo de modernização da agricultura variam segundo as regiões e o contexto sócio-econômico e institucional prevalecente, mas todos eles têm de alguma forma relação com a capacidade de acumulação de capital, incluindo aí o tamanho da propriedade agrícola disponível no início do processo.

As formas como essa maior capacidade de acumulação reflete-se numa apropriação privilegiada dos frutos da Revolução Verde nas áreas estudadas podem ser assim resumidas:

Em primeiro lugar, a divisibilidade dos componentes do pacote tecnológico, apontada como uma das características favoráveis aos pequenos produtores, passou a sofrer sérias restrições na prática porque o sucesso da nova tecnologia dependia diretamente do adequado suprimento de água, ou seja, do controle da irrigação, exigindo assim pesados investimentos que estavam além da capacidade financeira dos pequenos produtores. A posse do equipamento de irrigação passou a ser uma fonte de diferenciação dos beneficiários potenciais da nova tecnologia. O mesmo tipo de problema ocorre com os componentes do capital fixo, especialmente os tratores e colheitadeiras, que, embora não constituíssem elementos indispensáveis da Revolução Verde, passaram naturalmente a desempenhar um papel fundamental no aumento das escalas de produção e, portanto, na apropriação de maior massa de lucros.

O segundo aspecto dos efeitos distributivos da Revolução Verde está ligado ao acesso aos serviços institucionais, basicamente de crédito e extensão rural, que tendem a se distribuir de acordo com o volume da produção ou com a magnitude da riqueza material que possa ser dada como garantia, no caso do crédito. Assim, os maiores produtores são beneficiados, reforçando sua maior capacidade inicial de acumulação e aumentando relativamente os diferenciais de renda entre grandes e pequenos produtores. Além disso, o aumento de escala e de capitalização da fração dominante dos proprietários amplia seu poder sobre os trabalhadores sem terra, devido à sua maior capacidade de assalariamento e maior controle sobre o processo de trabalho. Por outro lado, a pequena capacidade financeira dos menores produtores faz com que eles passem a adotar adubos e defensivos em quantidades insuficientes para obter todo o potencial produtivo das novas variedades, principalmente em virtude dos riscos de descapitalização em conjunturas desfavoráveis, enquanto os grandes proprietários passam a ter recursos suficientes para enfrentar perdas e também para efetuar as melhores combinações de culturas e de práticas, de forma a minimizar os riscos [Bell (1972, p. 141)]. Todos os fatores apontados resultam evidentemente numa ampliação das desigualdades de renda existentes.

Finalmente, os estudos mostram que, embora a adoção inicial das novas tecnologias não esteja correlacionada com o tamanho das propriedades, os *aumentos de renda* provenientes dessa adoção mostram-se diretamente

dependentes do tamanho das propriedades. Quanto maior a área possuída, maior a capacidade de reter ganhos de produtividade, de desfrutar das vantagens de escala, de ter acesso a recursos creditícios, de controlar a comercialização e, principalmente, de influir nos rumos das políticas para o setor agrícola.

Em resumo, as características da tecnologia, associadas à distribuição dos serviços institucionais e dos recursos produtivos, resultam numa redistribuição de renda e do poder no sentido de aumentar o grau de desigualdade preexistente. Além disso, esses efeitos são retroativos e cumulativos, já que a concentração de renda a favor dos grandes proprietários permite aumentar num segundo momento sua capacidade de investimento e seu acesso a mais recursos produtivos (terra, basicamente), ampliando suas possibilidades de extrair máximos benefícios de novas tecnologias e redundando em novo impulso à concentração num momento seguinte.

Cabe sublinhar, no entanto, que os efeitos indesejáveis da Revolução Verde sobre a distribuição de renda não são decorrentes da natureza da tecnologia em si, [1] mas sim de sua aplicação num contexto social e institucional historicamente determinado que, nos países capitalistas subdesenvolvidos, é marcado por fortes desigualdades estruturais.

Desta forma, o resultado lógico da Revolução Verde nas condições de "mercado livre" tem sido um aumento das desigualdades, principalmente entre os grandes produtores comerciais e os pequenos produtores de subsistência. Porém, dado um sistema social diferente e um esforço organizado para fazer com que os benefícios da nova tecnologia abranjam todas as camadas sociais, os resultados são distintos. O caso do Vietnã do Norte é um bom exemplo: por meio da organização dos produtores em cooperativas, nas 500 comunidades-piloto escolhidas para pôr em prática um conjunto de técnicas agronômicas perfeitamente análogas às recomendadas pela Revolução Verde, inclusive irrigação, foi possível elevar substancialmente a produção de arroz e, paralelamente, melhorar as condições de vida (renda, educação, saúde, alimentação) de todos os membros das comunas. Estas melhorias puderam ser alcançadas porque "os *inputs* da nova tecnologia são distribuídos através de uma estrutura social igualitária" [George (1978, p. 122)].

Em princípio, seria possível desenvolver nos países subdesenvolvidos atividades de pesquisa visando à produção de variedades resistentes à seca

1 Isto não quer dizer que a própria natureza da tecnologia seja independente do sistema social que a gerou.

ou às pragas e doenças, ou ainda poderia haver sistemas de crédito adequados para permitir ao pequeno produtor o acesso à irrigação e à mecanização, de forma a eliminar os privilégios dos grandes proprietários. "Tudo isto requer porém um aumento do poder e da influência dos pequenos produtores, relativamente aos grandes, nas decisões governamentais referentes à pesquisa agronômica e às prioridades do crédito. Isto poderia ser atingido, possivelmente, através de reformas agrárias ou, uma solução menos radical, pela organização dos pequenos produtores em grupos de pressão sobre as agências governamentais para que estas reconheçam e respondam a seus interesses" [Grabowski (1981, pp. 180-1)].[1]

No caso do Brasil, o processo de modernização da agricultura não se deu sob o mesmo tipo de impacto da Revolução Verde, como no México e na Ásia, possivelmente porque aqui o processo de industrialização e as bases da agricultura já estavam mais avançados, assim como a pesquisa de novas variedades, especialmente de híbridos de milho. Além disso, os esforços da modernização tecnológica no Brasil convergiram para culturas como café, soja e cana-de-açúcar, enquanto a Revolução Verde concentrou-se nos cereais básicos (arroz, trigo e milho), já que entre seus objetivos figurava a solução do problema da fome nos países subdesenvolvidos.

No entanto, há evidências de que as formas que a modernização da agricultura adotou no caso brasileiro devem ter contribuído para agravar a desigualdade de rendas no setor. Embora este trabalho não trate desse processo ao longo do tempo, restringindo-se a uma análise estática para o ano de 1975, é possível apontar no plano teórico alguns dos fatores associados à modernização da agricultura que possivelmente tenham contribuído para o processo de concentração de renda.

O próprio padrão tecnológico que se difundiu na agricultura brasileira a partir da década de 60 não diferiu substancialmente daquele associado à Revolução Verde, exceto talvez no que diz respeito ao impacto das variedades altamente produtivas (*high yielding varieties*). O novo padrão em que se baseou a expansão agrícola, especialmente nos anos 70, teve como elementos fundamentais a mecanização (tratores, principalmente) e a quimificação (fertilizantes e defensivos). Admitindo os mesmos tipos de efeitos descritos anteriormente, é de se supor que os maiores produtores e determinadas regiões tenham sido os principais beneficiários dos ganhos de produtividade. Além disso, tendeu a predominar no Brasil uma mecanização parcial do processo produtivo, concentrando-se nas fases de preparo do solo e alguns tratos culturais e mantendo manual a colheita da maioria das culturas. Esse padrão foi um dos principais determinantes da desorganização dos sistemas tradicionais de relações de trabalho, contri-

buindo fortemente para a proliferação do trabalho temporário no campo [ver Graziano da Silva (1981) e Kageyama (1982)]. A substituição de grande parte da mão-de-obra permanente pela temporária e as conseqüentes alterações nas formas de remuneração desses trabalhadores podem ter afetado o nível médio dos salários anuais, reforçando o processo de concentração de renda; quando se tem em conta que parte da remuneração dos trabalhadores temporários na agricultura teve de ser suprida por empregos urbanos (construção civil, serviços, etc.) para garantir a sua sobrevivência, é de se supor que a perda do emprego permanente na agricultura significou — pelo menos num primeiro momento — um rebaixamento de renda real.

Um outro aspecto ligado ao padrão tecnológico adotado na agricultura brasileira refere-se a suas possíveis relações com a concentração fundiária. Pelo menos dois exemplos podem ser apontados, sendo bastante representativos da agricultura mais modernizada do País: a soja e a cana-de-açúcar. O estudo coordenado por Germer (1982), sobre a soja no Paraná, mostra que o "pacote tecnológico" importado com as novas variedades exigia volumes de capital fixo incompatíveis com a estrutura de pequenas propriedades predominante na região. Houve então, ao longo dos anos 70, uma "adaptação" da estrutura fundiária à nova tecnologia, através de um movimento de compra e arrendamento de terras que resultou num aumento do grau de concentração. Um outro caso bastante conhecido é o da cana-de-açúcar, principalmente no estado de São Paulo, cuja expansão tem-se dado com base na grande propriedade monocultora, quase sempre expulsando os pequenos produtores de outras culturas que ficam ilhados entre as grandes propriedades canavieiras das usinas. A tendência à formação de grandes propriedades neste caso parece estar ligada a vantagens oriundas da escala dos empreendimentos, como a possibilidade de mecanização, o controle da oferta de matéria-prima pela própria usina, etc. [ver Gebara (1976) e Vilarinho (1983)]. Nestes casos, a expansão da modernização significou também o agravamento da concentração fundiária e, provavelmente, da concentração da renda.

O processo de transformação das relações de produção na agricultura, no bojo da constituição e consolidação do complexo agroindustrial, tem levado a uma diferenciação no interior da produção familiar que também deve ter contribuído para ampliar os desníveis de renda nesse segmento. Observa-se, na década de 70, de um lado, uma tendência ao fortalecimento de um setor de produtores familiares capitalizados e, de outro, uma massa de pequenos produtores pauperizados que ficam marginalizados por não conseguirem acompanhar os novos patamares tecnológicos, mantendo

assim uma baixa produtividade, que os impede de se integrarem aos grandes circuitos produtivos [Sorj e Wilkinson (1983)]. Um exemplo concreto desse tipo de diferenciação interna que polariza ao longo do tempo a pequena produção familiar foi o ocorrido com os produtores de feijão no sul do estado de São Paulo na década de 70 [ver o trabalho coordenado por Graziano da Silva (1982)].

Finalmente, um dos fatores mais importantes associados aos efeitos distributivos do processo de modernização da agricultura brasileira foi o crédito rural subsidiado, cujos impactos sobre a distribuição de renda na agricultura se dão em dois sentidos: por um lado, os benefícios do crédito subsidiado destinam-se quase que exclusivamente aos possuidores de terra, alargando a distância entre eles e os trabalhadores sem terra, e, por outro, a quantidade de crédito e, conseqüentemente, de subsídios é uma função positiva do tamanho da propriedade, ou seja, os grandes proprietários são os maiores beneficiários do crédito rural, aumentando as desigualdades de renda entre os próprios usuários do crédito [Denslow Jr. e Tyler, cit. por Kageyama e Graziano da Silva (1983)].

Em resumo, mesmo não tendo sofrido os impactos distributivos da Revolução Verde em sua forma mais difundida, a agricultura brasileira também traz em seu processo de modernização elementos de aumento das desigualdades de renda no setor. Assim, nas regiões de agricultura mais desenvolvida do País tendem a se concentrar os mais altos graus de desigualdade na distribuição de renda, como se verá a seguir.

2 — Análise fatorial e a medida do grau de modernização

Tendo em vista estudar a possível correlação entre a modernização da agricultura e a desigualdade da distribuição de renda, será feita uma análise de regressão considerando cada unidade da Federação (estado ou território) como uma observação.[2] Trata-se, portanto, de uma análise sincrônica ou tipo *cross-section*.

2 Uma vez que os dados sobre distribuição de renda nas Tabulações Avançadas do Censo Demográfico de 1980, utilizadas numa versão preliminar deste trabalho, foram apresentados conjuntamente para Rondônia, Acre, Roraima e Amapá, essas quatro unidades da Federação passaram a constituir uma única observação. No total, incluindo o Distrito Federal, há 23 observações.

Foram selecionadas 29 variáveis (descritas na próxima seção do trabalho) relacionadas com o grau de modernização da agricultura. Uma vez que só se dispõe de 23 observações, não é possível fazer uma regressão múltipla de uma medida de desigualdade da distribuição de renda contra essas 29 variáveis. Mesmo que algumas delas fossem eliminadas, ainda haveria sérios problemas de multicolinearidade. Para evitar uma simples eliminação de grande parte das variáveis selecionadas, optou-se por fazer uma análise fatorial da matriz das 29 variáveis, com o objetivo de obter medidas sintéticas do grau de modernização para cada unidade da Federação. Os resultados obtidos são apresentados nas Subseções 2.2 e 2.3.

2.1 — Seleção das variáveis

Foram selecionadas 29 variáveis indicadoras do grau de modernização da agricultura, a partir dos dados do Censo Agropecuário de 1975, as quais podem ser reunidas em quatro conjuntos básicos, embora inter-relacionados:

a) Variáveis relacionadas com a intensidade de exploração da terra.

Um dos efeitos da aplicação do progresso técnico na agricultura é a intensificação do uso da terra, seja pelo aumento da proporção da área explorada, seja pelo aumento da produção por unidade de área devido à maior aplicação de capital, especialmente insumos químicos (fertilizantes, defensivos e corretivos do solo), irrigação e sementes ou raças de animais melhoradas. Com o objetivo de captar esses efeitos, foram selecionados nove indicadores, a seguir relacionados:

ATTO = percentagem de área trabalhada (áreas com culturas permanentes e temporárias, pastagens plantadas e matas plantadas) em relação à área total dos estabelecimentos;

AETO = percentagem de área explorada (área trabalhada mais áreas com pastagens e matas naturais) em relação à área total dos estabelecimentos;

EATE = percentagem do número de estabelecimentos que utilizam adubação (química e/ou orgânica) em relação ao número total de estabelecimentos;

BOPA = número de bovinos por hectare de pastagem;

DAAL = valor das despesas com adubos e corretivos do solo por hectare de lavouras;

DIAL = valor das despesas com inseticidas e fungicidas por hectare de lavoura;

VBTO = valor dos bens existentes nos estabelecimentos agropecuários (prédios, instalações e benfeitorias, culturas permanentes, matas plantadas, animais de criação e trabalho, máquinas e instrumentos agrários, veículos e outros meios de transporte) por hectare de área total;

VPTO = valor da produção (animal e vegetal) por hectare de área total; e

ELTO = consumo de energia elétrica nos estabelecimentos agropecuários, em kwh) por hectare de área total.

b) Variáveis relacionadas com o grau de mecanização e a capacidade produtiva da força de trabalho.

Um dos principais objetivos do progresso técnico é o aumento da produtividade do trabalho, sendo a mecanização a forma típica de extração da mais-valia relativa no sistema capitalista. Por esta razão, foram selecionadas nove variáveis que refletem esses dois aspectos conjuntamente:

PONT = número de pessoas ocupadas em média durante o ano por trator existente, calculado somando-se a mão-de-obra familiar (responsável e membros não remunerados da família), os empregados permanentes, a média aritmética dos empregados temporários ocupados nos 12 meses do ano e uma estimativa do número de trabalhadores temporários contratados por empreitada;

FCTE = percentagem do número de estabelecimentos que utilizam colheitadeiras mecânicas em relação ao número total de estabelecimentos;

POAM = número de pessoas ocupadas em média durante o ano por arado mecânico;

ATTR = hectares de área trabalhada por trator;

ATAM = hectares de área trabalhada por arado mecânico;

AETR = hectares de área explorada por trator;

AEPO = hectares de área explorada por pessoa ocupada em média durante o ano;

VBPO = valor dos bens existentes nos estabelecimentos agropecuários (*idem* anterior) por pessoa ocupada em média durante o ano; e

VPPO = valor da produção (animal e vegetal) por pessoa ocupada em média durante o ano.

Note-se que as variáveis *PONT, POAM, ATTR, ATAM* e *AETR* têm valores inversamente relacionados com o grau de modernização e, portanto, deverão apresentar correlação negativa com uma medida do grau de modernização.

c) Variáveis relacionadas com o grau de monetarização da produção.

A modernização da agricultura implica o aprofundamento da abertura das unidades produtivas aos circuitos mercantis e monetários, ampliando as relações intersetoriais, especialmente com os mercados financeiro e de insumos, para obtenção de crédito. Nesse sentido, foram selecionadas oito variáveis relacionadas com o nível de despesas monetárias nos estabelecimentos e os financiamentos obtidos, incluindo-se adicionalmente um indicador de participação dos estabelecimentos agropecuários em cooperativas:

DETO = valor das despesas por hectare de área total;

DRBO = valor das despesas com rações e medicamentos por cabeça de bovino;

DEPO = valor das despesas por pessoa ocupada em média durante o ano;

FITO = valor dos financiamentos por hectare de área total;

FIAE = valor dos financiamentos por hectare de área explorada;

FIVP = percentagem do valor dos financiamentos em relação ao valor da produção;

CGTC = percentagem do valor dos financiamentos obtidos de fontes governamentais em relação ao valor total dos financiamentos; e

COOP = percentagem do número de estabelecimentos associados a cooperativas (de comercialização, crédito, consumo e eletrificação) em relação ao número total de estabelecimentos agropecuários.

d) Variáveis relacionadas com a modernização das relações de trabalho.

O processo de modernização da agricultura brasileira levou a transformações nas relações sociais no campo, expandindo a utilização do trabalho assalariado e, particularmente, do assalariamento temporário. Para representar esse efeito foram selecionadas três variáveis:

EMMO = percentagem do número de empregados (permanentes, temporários contratados diretamente pelo responsável pelo estabelecimento e uma estimativa dos trabalhadores contratados por empreitadas) em relação ao número total de pessoas ocupadas em média durante o ano;

MTMO = percentagem de empregados temporários (contratados diretamente pelo estabelecimento e por empreitadas) em relação ao número total de pessoas ocupadas em média durante o ano; e

TEMO = percentagem do número de trabalhadores contratados por empreitada em relação ao número total de pessoas ocupadas em média durante o ano.

2.2 — Caracterização dos fatores obtidos

Foi utilizado o método dos fatores principais, partindo da matriz das correlações simples das 29 variáveis descritas na subseção anterior.[3] Verifica-se que há seis fatores correspondendo a raízes características maiores do que 1. Entretanto, por simplicidade, e tendo em vista a representação dos valores dos fatores em um gráfico bidimensional, optou-se por considerar apenas dois fatores, aos quais correspondem 61,1% da variância total.

Foi feita uma rotação dos fatores, mantendo a ortogonalidade entre eles. O objetivo dessa rotação ortogonal é obter uma estrutura simples, isto é, uma matriz de coeficientes dos fatores de maneira que os valores absolutos dos elementos de cada coluna dessa matriz se aproximem, na medida do possível, de zero ou de 1. Isso visa a facilitar a interpretação dos fatores, pois cada um deles, após a rotação, deverá apresentar correlação relativamente forte com algumas variáveis e relativamente fraca com as demais. No programa de computação utilizado, a matriz de transformação ortogonal é obtida através do critério Varimax [ver Harman (1976, pp. 290-9)].

Na Tabela 1 são apresentados os pesos dos fatores (ou coeficientes de correlação de cada fator com cada variável) após a rotação ortogonal, incluindo-se também o valor da comunalidade de cada variável, considerando apenas dois fatores.

3 Ressalte-se que não foi introduzida nenhuma estimativa preliminar da comunalidade, que é a proporção da variância de uma variável que, no modelo de análise fatorial, é explicada pelos fatores comuns a todas as variáveis. É comum utilizar o coeficiente de determinação múltipla de uma regressão de cada variável contra todas as outras como estimativa preliminar de sua comunalidade, mas esse procedimento não pôde ser adotado neste caso porque o número de variáveis é maior do que o número de observações. Os cálculos foram feitos utilizando os programas para análise fatorial do "1130 Statistical System (1130-CA-06X)" da IBM.

TABELA 1

Pesos dos fatores (após a rotação) e comunalidades na análise fatorial da modernização da agricultura brasileira em 1975

Variáveis	Fator 1 (Z_1)	Fator 2 (Z_2)	Comunalidade
ATTO	*0,718*	0,343	0,633
AETO	—0,122	0,016	0,015
EATE	*0,697*	0,501	0,737
BOPA	*0,829*	—0,101	0,697
DAAL	0,500	0,522	0,523
DIAL	0,529	0,536	0,567
VBTO	*0,881*	0,372	0,915
VPTO	*0,937*	0,230	0,932
ELTO	*0,756*	0,374	0,711
PONT	—0,221	*—0,770*	0,642
ECTE	0,508	0,606	0,625
POAM	—0,178	*—0,752*	0,597
ATTR	—0,350	*—0,753*	0,690
ATAM	—0,316	*—0,686*	0,571
AETR	—0,330	—0,632	0,509
AEPO	—0,612	0,551	0,678
VBPO	0,150	*0,849*	0,743
VPPO	0,486	*0,749*	0,797
DETO	*0,896*	0,345	0,921
DRBO	0,466	0,025	0,218
DEPO	0,393	*0,798*	0,792
FITO	*0,864*	0,322	0,851
FIAE	*0,864*	0,292	0,833
FIVP	—0,266	*0,655*	0,500
CGTC	—0,224	0,095	0,059
COOP	0,630	0,341	0,513
EMMO	0,099	*0,713*	0,518
MTMO	—0,213	0,443	0,242
TEMO	—0,037	*0,831*	0,692

Foram destacados (em *itálico*), na Tabela 1, os pesos dos fatores superiores a 0,65, em valor absoluto. Verifica-se que o fator 1 (ou Z_1) apresenta correlação elevada e positiva com as variáveis *ATTO* (área trabalhada/área total), *EATE* (proporção de estabelecimentos com adubação), *BOPA* (bovinos/área de pastagem), *VBTO* (valor dos bens/área total), *VPTO* (valor da produção/área total), *ELTO* (energia elétrica/área total), *DETO* (despesas/área total), *FITO* (valor dos financiamentos/área total) e *FIAE* (valor dos financiamentos/área explorada). Em sín-

tese, Z_1 é uma medida da *intensidade da exploração da terra*, estando associado ao uso de técnicas que aumentam a "produtividade" da terra e ao valor dos financiamentos por hectare.

O fator 2 (ou Z_2) está fortemente associado com variáveis relativas ao grau de mecanização: *PONT* (pessoas ocupadas por trator), *POAM* (pessoas ocupadas por arado mecânico), *ATTR* (área trabalhada por trator) e *ATAM* (área trabalhada por arado mecânico). O valor de todas essas variáveis tende a diminuir quando o grau de mecanização cresce. Uma vez que o fator 2 apresenta-se negativamente correlacionado com essas variáveis, conclui-se que o valor de Z_2 varia diretamente com o grau de mecanização. O fator 2 está, ainda, fortemente associado às variáveis *VBPO* (valor dos bens por pessoa ocupada), *VPPO* (valor da produção por pessoa ocupada), *DEPO* (despesas por pessoa ocupada) e *FIVP* (valor dos financiamentos valor da produção), demonstrando que ele se relaciona ao uso de técnicas que aumentam a produtividade do trabalho e exigem maior financiamento em relação ao valor da produção. Finalmente, verifica-se que Z_2 está positivamente correlacionado com as variáveis que indicam um maior desenvolvimento capitalista das relações de trabalho, particularmente *EMMO* (empregados mão-de-obra total) e *TEMO* (mão-de-obra por empreitada mão-de-obra total). Em síntese, Z_2 mede o *grau de mecanização e a modernização das relações de trabalho.*

Deve-se notar que algumas variáveis entram com pesos semelhantes nos dois fatores, como é o caso de *DAAL* (despesa com adubos área de lavoura), *DIAL* (despesa com inseticidas e fungicidas área de lavoura), *ECTE* (proporção de estabelecimentos com colheitadeiras) e *AEPO* (área explorada por pessoa ocupada), ressaltando-se que no caso desta última variável a correlação com Z_1 é negativa e a correlação com Z_2 é positiva.

Há, finalmente, variáveis que são pouco correlacionadas com os dois fatores principais, fazendo com que sua comunalidade seja baixa. É o que ocorre com *AETO* (proporção da área explorada) e *CGTC* (participação do crédito governamental no total do crédito). É claro que essas duas variáveis poderiam ser eliminadas da análise, sem alterar sensivelmente os resultados apresentados.

2.3 — Valores dos fatores

Na Tabela 2 são apresentados os valores de Z_1 e de Z_2 para cada uma das 23 unidades geográficas consideradas, calculados de maneira que ambos

sejam variáveis reduzidas, isto é, com média zero e variância igual a 1. Para facilitar a visualização da situação de cada unidade, os pares de valores (Z_1, Z_2) foram colocados em um sistema de eixos cartesianos ortogonais, como mostra o Gráfico 1. Uma vez que, além de serem variáveis reduzidas, Z_1 e Z_2 são não-correlacionadas (ortogonais), os pontos tendem a se distribuir pelos quatro quadrantes.

No primeiro quadrante temos as unidades para as quais Z_1 e Z_2 são positivos, isto é, as unidades onde tanto a intensidade de exploração da terra como o grau de mecanização e modernização das relações de trabalho são relativamente elevados, destacando-se os estados de São Paulo e Rio Grande do Sul, que podem ser caracterizados como o "pólo" capitalista da agricultura brasileira.

TABELA 2

Valores dos fatores relativos à modernização da agricultura brasileira em 1975 para cada unidade da Federação

Unidades da Federação	Fator 1 (Z_1)	Fator 2 (Z_2)
Rondônia, Acre, Roraima, Amapá	—0,996	—0,602
Amazonas	—0,264	—1,914
Pará	—0,803	—0.377
Maranhão	—0,350	—1,767
Piauí	—0,856	—0,635
Ceará	—0,528	—0,481
Rio Grande do Norte	—0,524	—0,349
Paraíba	—0,133	—0,535
Pernambuco	0,318	—0,496
Alagoas	1,055	—0,324
Sergipe	0,159	—0,316
Bahia	—0,284	—0,378
Minas Gerais	—0,301	0,603
Espírito Santo	0,333	0,091
Rio de Janeiro	0,920	0,517
São Paulo	1,975	1,497
Paraná	1,978	—0,005
Santa Catarina	1,078	—0,289
Rio Grande do Sul	1,156	0,422
Mato Grosso do Sul	—1,540	2,190
Mato Grosso	—1,349	0,694
Goiás	—1,185	1,217
Distrito Federal	0,139	1,234

Gráfico 1

REPRESENTAÇÃO DOS VALORES DOS FATORES (Z_1 e Z_2) DA ANÁLISE FATORIAL NÃO-PONDERADA



No segundo quadrante encontram-se os estados para os quais Z_2 é positivo e Z_1 é negativo, ou seja, em que há um grau relativamente elevado de mecanização e de disseminação das relações de trabalho capitalistas, porém uma baixa intensidade de exploração da terra. De fato, os três estados que tipicamente apresentam essas características (Mato Grosso do

Sul, Mato Grosso e Goiás) compõem o que pode ser chamado de "fronteira capitalizada", em que a expansão da agricultura nas duas últimas décadas deu-se com base em grandes empreendimentos de pecuária extensiva (daí o valor negativo para Z_1), associados à implantação de atividades agrícolas altamente tecnificadas, com elevado grau de mecanização, como é o caso da soja em Goiás e no Mato Grosso do Sul. Note-se, inclusive, que os valores de Z_2 para estes dois estados são bastante elevados, em comparação com São Paulo, justificando a idéia de que naquelas áreas a agricultura desenvolveu-se como uma espécie de "frente avançada do capitalismo paulista", conforme a expressão utilizada por Cano (1981) ao analisar o movimento de integração do mercado nacional.

O estado de Minas Gerais também se encontra no segundo quadrante, porém podemos observar que os valores absolutos de Z_1 e Z_2 já são bem menores do que os dos outros três estados, sugerindo que o grau de modernização da agricultura mineira é mais semelhante ao dos estados localizados no primeiro quadrante. Esse é também o caso do estado do Paraná, como se verá adiante.

O conjunto de unidades com valores negativos para Z_1 e Z_2, portanto com a agricultura mais "atrasada" do País, seja do ponto de vista da intensidade de exploração da terra ou do grau de mecanização e do avanço das relações de produção capitalistas, abrange duas grandes áreas. De um lado, estão as seis unidades da Federação que compõem a grande região Norte, que pode ser caracterizada como a "fronteira não capitalizada", em que têm predominado as frentes especulativas na ocupação da terra [Mueller (1983)], assim como as mais tradicionais formas de dominação do capital mercantil nas atividades agropecuárias. De outro lado, temos nesse mesmo quadrante seis estados da região Nordeste, onde se concentra o campesinato mais tradicional, dedicado principalmente (embora não exclusivamente) à produção de alimentos básicos e outros produtos de baixo valor comercial.

Finalmente, no quarto quadrante, com valores positivos para Z_1 (grau de intensidade de exploração da terra relativamente alto) e negativos para Z_2 (grau relativamente baixo de mecanização e de modernização das relações de trabalho), temos também dois subconjuntos de estados: três do Nordeste (Pernambuco, Alagoas e Sergipe), onde está concentrada a produção de cana-de-açúcar na região e, portanto, onde temos, ao lado do campesinato tradicional, a presença de usinas com grau relativamente mais elevado de tecnificação da produção agrícola; e os estados de Santa Catarina e Paraná, onde a importância da pequena produção familiar tecnifi-

cada, em especial ligada à produção de carnes (Santa Catarina) e de soja e trigo (Paraná), se reflete no alto grau de intensidade de exploração da terra. Observa-se, no entanto, que o estado do Paraná, de acordo com sua posição no gráfico, deve apresentar características de modernização da agricultura bastante semelhantes às dos estados do primeiro quadrante, especialmente São Paulo e Rio Grande do Sul.

Em síntese, os valores dos fatores para as unidades da Federação, considerados conjuntamente, refletem as desigualdades do grau de difusão do progresso técnico na agricultura em termos regionais, que por sua vez constitui expressão do processo desigual do desenvolvimento capitalista no País.

2.4 — Análise fatorial ponderada

Nas duas subseções anteriores foram apresentados os resultados de uma análise fatorial não-ponderada, isto é, uma análise em que todas as observações participaram com o mesmo peso. Tratando-se de uma análise da modernização da agricultura brasileira em 1975, pode-se argumentar que os índices referentes ao estado de São Paulo, cuja produção agropecuária naquele ano foi de aproximadamente 27 bilhões de cruzeiros correntes, devem receber mais peso do que, por exemplo, os referentes a Sergipe, cuja produção agropecuária naquele ano atingiu apenas 0,7 bilhão. Foi feita, então, uma análise fatorial ponderada utilizando os fatores de ponderação apresentados na última coluna da Tabela 4, que correspondem, aproximadamente, ao valor da produção agropecuária da unidade em 1975, em bilhões de cruzeiros correntes.[4] O Distrito Federal foi eliminado da análise porque o valor da produção agropecuária nessa unidade em 1975 foi inferior a 0,1 bilhão.

Considerando novamente apenas dois fatores, verifica-se que a eles correspondem 65,6% da variância total. Adotando o mesmo procedimento descrito anteriormente, são apresentados na Tabela 8 os pesos dos fatores após a rotação ortogonal, bem como o valor da comunalidade de cada variável.

4 O fator de ponderação tinha de ser um número inteiro, porque para fazer uma análise fatorial ponderada com o programa disponível foi necessário repetir cada observação tantas vezes quanto fosse o valor do respectivo fator de ponderação.

TABELA 3

Pesos dos fatores (após a rotação) e comunalidades na análise fatorial ponderada da modernização da agricultura brasileira em 1975

Variáveis	Fator 1 (W_1)	Fator 2 (W_2)	Comunalidade
ATTO	*0,853*	0,015	0,727
AETO	—0,206	—0,047	0,045
EATE	*0,792*	0,123	0,643
BOPA	*0,795*	—0,419	0,808
DAAL	*0,877*	0,253	0,833
DIAL	*0,946*	0,163	0,922
VBTO	*0,962*	—0,032	0,927
VPTO	*0,928*	—0,257	0,928
ELTO	*0,784*	0,242	0,673
PONT	—0,554	—0,293	0,393
ECTE	*0,872*	0,110	0,773
POAM	—0,488	—0,280	0,317
ATTR	*—0,688*	—0,184	0,507
ATAM	—0,580	—0,216	0,383
AETR	—0,571	—0,169	0,354
AEPO	—0,350	*0,750*	0,685
VBPO	0,594	*0,685*	0,823
VPPO	*0,860*	0 417	0,913
DETO	*0,960*	—0,050	0,924
DRBO	0,128	—0,608	0,385
DEPO	*0,787*	0,534	0,904
FITO	*0,963*	—0,132	0,945
FIAE	*0,945*	—0,192	0,929
FIVP	0,016	*0,689*	0,475
CGTC	—0,578	—0,221	0,383
COOP	0,523	—0,088	0,282
EMMO	0,379	*0,754*	0,713
MTMO	0,089	*0,760*	0,586
TEMO	0,345	*0,859*	0,857

Em comparação com a análise desenvolvida na Subseção 2.3, a interpretação dos fatores no caso da análise fatorial ponderada fica um tanto mais difícil. Agora, o fator 1 passa a se associar com variáveis relativas à intensidade de exploração da terra (*ATTO, EATE, BOPA, DAAL, DIAL, VBTO, VPTO, ELTO, DETO, FITO* e *FIAE*) e também com variáveis relacionadas com o grau de mecanização (*ECTE* e *ATTR*) e com a produtividade do trabalho (*VPPO* e *DEPO*). O fator 2, por sua vez, apresenta correlação positiva e alta com variáveis também ligadas à produtividade

do trabalho (*AEPO* e *VBPO*), além de variáveis indicadoras da modernização das relações de trabalho (*EMMO*, *MTMO* e *TEMO*) e da variável *FIVP*.

É interessante notar que a variável *CGTC* apresenta correlação negativa com os dois fatores e, em relação ao fator 1, seu peso não é desprezível. Essa é aparentemente uma constatação estranha, já que seria de se esperar uma correlação positiva entre a presença do crédito obtido de entidades governamentais e o grau de modernização da agricultura. Uma possível explicação para o fato pode ser a concentração da rede bancária privada nos estados mais desenvolvidos, fazendo com que o agricultor disponha de mais fontes alternativas para obtenção do crédito, enquanto nos estados periféricos (especialmente das regiões Norte e Nordeste) existe um menor número de agências, tornando praticamente indispensável o recurso às entidades governamentais. Isto justificaria, por exemplo, o fato de que a menor participação do crédito de fontes governamentais do País em 1975 encontrava-se em São Paulo (71%), enquanto a maior estava no Amapá (99%). No entanto, a importância da variável *CGTC* pode ser minimizada, visto que o valor da comunalidade neste caso é relativamente baixo (0,383).

Considerando agora os valores dos fatores, que estão indicados por W_1 e W_2, para cada uma das 22 unidades geográficas (Tabela 4 e Gráfico 2), podemos verificar que a posição relativa entre os estados não se altera substancialmente, em comparação com a análise não-ponderada. Aparentemente, é como se ocorresse um deslocamento do eixo das ordenadas para a direita, passando a englobar a grande maioria dos estados nos segundo e terceiro quadrantes, embora esta comparação não seja rigorosamente válida, porque os fatores W_1 e W_2 da análise ponderada não são equivalentes aos fatores Z_1 e Z_2 da análise não-ponderada.

Quando se pondera a análise fatorial segundo a importância relativa das unidades na produção agropecuária, o estado de São Paulo ganha notório destaque, passando a ser o único com valores positivos para os dois fatores (e, por conseguinte, o único a ocupar o primeiro quadrante do gráfico). No segundo quadrante permanecem os estados da região Centro-Oeste, além de Minas Gerais e Rio de Janeiro, e no quarto quadrante aparecem Paraná e Rio Grande do Sul. É no terceiro quadrante, ou seja, com valores negativos para W_1 e W_2, portanto com maior grau de atraso do processo de modernização da agricultura, que se encontra a

TABELA 4

Valores dos fatores relativos à modernização da agricultura brasileira em 1975 na análise fatorial ponderada, por unidades da Federação

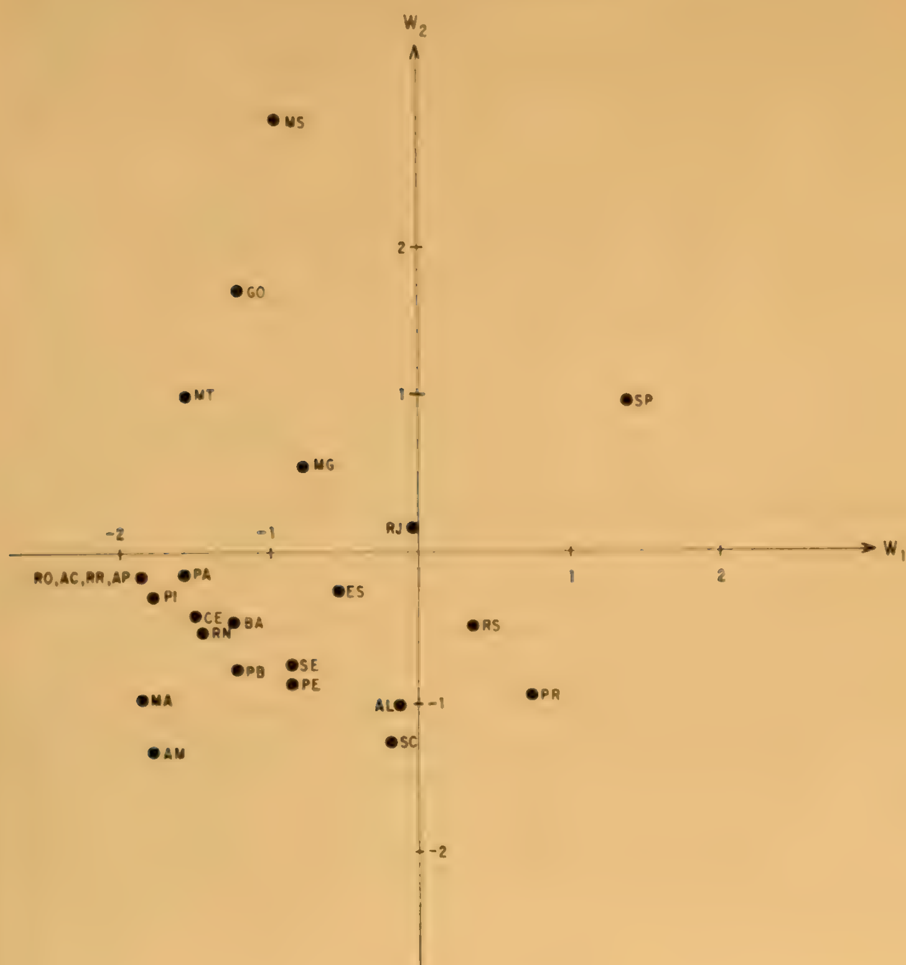
Unidades da Federação	Fator 1 (W_1)	Fator 2 (W_2)	Fator de ponderação da observação
Rondônia, Acre, Roraima, Amapá	—1,864	—0,160	1
Amazonas	—1,744	—1,313	1
Pará	—1,571	—0,145	2
Maranhão	—1,804	—0,974	2
Piauí	—1,762	—0,294	1
Ceará	—1,474	—0,442	2
Rio Grande do Norte	—1,416	—0,504	1
Paraíba	—1,202	—0,796	2
Pernambuco	—0,861	—0,889	4
Alagoas	—0,127	—1,031	2
Sergipe	—0,848	—0,756	1
Bahia	—1,222	—0,446	7
Minas Gerais	—0,785	0,543	17
Espírito Santo	—0,585	—0,264	2
Rio de Janeiro	—0,039	0,135	3
São Paulo	1,362	0,946	27
Paraná	0,760	—0,979	23
Santa Catarina	—0,186	—1,232	7
Rio Grande do Sul	0,344	—0,500	22
Mato Grosso do Sul	—0,973	2,784	4
Mato Grosso	—1,550	1,005	1
Goiás	—1,205	1,686	7

maioria das unidades (o total das regiões Norte e Nordeste e os estados de Santa Catarina e Espírito Santo), [5] embora elas representem em conjunto apenas 25% da produção agropecuária nacional. Esta é uma conclusão esperada, pois mostra que a maior parcela da produção agropecuá-

5 O fato de Santa Catarina e Espírito Santo encontrarem-se no mesmo quadrante que as regiões Norte e Nordeste não quer dizer que os padrões tecnológicos sejam os mesmos em todas essas unidades geográficas. Sua inclusão no terceiro quadrante está fundamentalmente relacionada com a alta participação da mão-de-obra familiar na agricultura desses estados.

Gráfico 2

REPRESENTAÇÃO DOS VALORES DOS FATORES (W_1 e W_2) DA ANÁLISE FATORIAL PONDERADA



ria do País provém das áreas de agricultura mais moderna, que operam com níveis mais elevados de produtividade do trabalho e/ou de intensidade de exploração da terra. A forma como se distribuem as unidades geográficas no Gráfico 2, associada aos pesos relativos de cada uma na produção nacional, permite visualizar claramente esse fato.

3 — As relações entre modernização, renda média, pobreza e desigualdade

Nesta seção serão analisadas as relações entre as medidas de modernização da agricultura, obtidas através da análise fatorial, e algumas características da distribuição de renda na área rural. Será considerada a distribuição de renda entre as pessoas economicamente ativas (PEA) na agropecuária, extração vegetal e pesca, de acordo com o Censo Demográfico de 1980 (resultados definitivos).[6]

Um dos problemas encontrados no cálculo das medidas associadas à distribuição de renda e que adquire particular importância no caso da PEA na agropecuária diz respeito à fração da população "sem rendimentos". Como se trata da população economicamente ativa e dada a elevada proporção de mão-de-obra familiar não remunerada presente no setor agropecuário, torna-se importante incluir essa fração da PEA "sem rendimentos" no cálculo daquelas medidas, já que, embora essas pessoas não recebam uma renda (em dinheiro ou espécie) a título de pagamento pelo seu trabalho, participam efetivamente não só da geração da renda global como também da distribuição do produto total do setor.[7]

Ao incluir, todavia, essa fração atribuindo-lhe renda igual a zero, estamos superestimando os índices de desigualdade, pois na realidade essa população participa de algum modo no produto global do setor, para ter garantida sua sobrevivência.

Levando em conta esses aspectos, optamos por apresentar os resultados desta seção para duas distribuições da PEA agrícola: uma que inclui as pessoas sem rendimento, atribuindo-lhes renda zero, e outra excluindo essa fração da PEA. Para distinguir esses dois casos, utilizaremos o subscrito c junto às variáveis associadas à distribuição de renda quando se incluem na PEA as pessoas com renda zero e o subscrito s no caso contrário.

6 Uma vez que as publicações do Censo Demográfico de 1980 não apresentam os valores do rendimento médio nos 10 estratos de renda (cujos limites inferiores são 0, 1/4, 1/2, 1, 1,5, 2, 3, 10 e 20 salários mínimos), estes valores foram fixados em 0,18, 0,42, 0,80, 1,25, 1,75, 2,5, 3,8, 7, 14 e 35 salários mínimos.

7 Embora a mão-de-obra familiar não remunerada não tenha "rendas" individuais declaradas, estamos admitindo que na maioria dos casos o chefe da família declarou em seu nome o valor total da renda que seria distribuída entre os membros da família.

3.1 — Aspectos da distribuição de renda

Neste trabalho são consideradas quatro medidas descritivas da distribuição de renda entre a PEA ocupada nas atividades agropecuárias: o rendimento médio mensal (m), o índice de pobreza de Sen (P), o índice de Gini (G) e a participação, na renda global, dos 10% mais ricos da população (10+).

O rendimento médio mensal (m) é expresso em número de salários mínimos, considerando o valor do maior salário mínimo vigente em 1980.

Para o cálculo do índice de Gini e interpolação dos decis, admitiu-se que a distribuição dentro dos estratos com limites finitos tem função de densidade linear. No caso do último estrato, sem limite superior finito, admitiu-se que a distribuição dentro do estrato é a de Pareto, com dois parâmetros.[8]

Além desses indicadores tradicionais, incluiu-se também um índice de pobreza. A definição de pobreza envolve sempre um certo grau de arbitrariedade, já que as medidas utilizadas para avaliar sua extensão baseiam-se na idéia de um limite absoluto de renda denominado linha de pobreza, previamente estabelecido, abaixo do qual os indivíduos são considerados pobres.

Neste trabalho foi utilizado como medida do grau de pobreza o índice P, proposto por Sen (1976), e como limite para definir a linha de pobreza o valor do maior salário mínimo em 1980. Dessa forma, são considerados pobres os indivíduos cuja renda era igual ou inferior a um salário mínimo. Como foi utilizada sempre a mesma linha de pobreza, independentemente da renda média local, trata-se de uma medida de pobreza absoluta.

Chamando de H a proporção de pobres na população, de I a razão entre a insuficiência de renda (isto é, o valor que falta para que a renda dos pobres atingisse o limite da linha de pobreza) e o montante de renda que deveria ser recebido pelos pobres para que aquela insuficiência de renda fosse eliminada, e de G^* o índice de Gini da desigualdade da distribuição de renda entre os pobres, o índice P pode ser definido como:

$$P = H[I + (1 - I)G^*]$$

8 Para maiores detalhes sobre o método utilizado, ver Hoffmann (1979).

Esse índice capta, portanto, a extensão da pobreza (número de pobres), a intensidade da pobreza (medida pela insuficiência de renda) e os efeitos de uma redistribuição de renda entre os pobres.[9]

Os dados do Censo Demográfico de 1980, utilizados para o cálculo dos índices de pobreza, têm uma série de limitações. Tratando-se de medir a pobreza no setor agropecuário, a principal limitação desses dados é não incluir a produção para autoconsumo. Isso faz com que os índices calculados superestimem a pobreza, especialmente nas unidades da Federação onde a produção familiar é mais importante.

Na Tabela 5 são apresentados os resultados obtidos para os indicadores, para o Brasil e as unidades da Federação, incluindo na distribuição as pessoas sem rendimento.

Inicialmente, cabe ressaltar que, em termos do grau de desigualdade, a distribuição de renda para a PEA agrícola não se distingue do total da PEA no Brasil como um todo: os respectivos índices de Gini são 0,615 e 0,614 e as participações dos 10% mais ricos são 50,0 e 49,9%. Mas a renda *per capita* no setor agropecuário equivale à metade da renda recebida em média pela PEA total (1,30 e 2,63 salários mínimos, respectivamente), denotando o acentuado desnível de renda *per capita* entre os setores da atividade econômica no País.

Além disso, a proporção de pobres (H) e o índice de pobreza (P) mostram valores bem maiores para a PEA na agropecuária, em comparação com a PEA total, no Brasil como um todo: enquanto para a PEA total $H = 39,3\%$ e $P = 0,272$, para a PEA agrícola esses valores são, respectivamente, 66,6% e 0,487, revelando as precárias condições de sobrevivência da população brasileira ocupada no campo.

Considerando a PEA do setor agropecuário e comparando as diversas regiões do País, constata-se que nos estados do Norte e Nordeste a renda média mostra-se inferior a qualquer dos estados do Centro-Sul, destacando-se o Piauí, onde a renda mensal *per capita* não atingia meio salário mínimo em 1980. Dos estados do Nordeste, apenas na Bahia a renda

9 Nos dados apresentados no Censo Demográfico de 1980, utilizados para o cálculo de G^* e P, só há três estratos de renda abaixo de um salário mínimo. No cálculo de G^* foram consideradas a desigualdade entre esses três estratos e as estimativas da desigualdade dentro dos estratos, admitindo que a distribuição dentro dos estratos tem função de densidade linear.

Tabela 5

Brasil e unidades da Federação: rendimento médio mensal em número de salários mínimos (m_c), *percentagem de pobres* (H_c),[a] *índice de pobreza de Sen* (P_c),[a] *índice de Gini* (G_c) *e percentagem da renda pertencente aos 10% mais ricos* (10^+_c), *para as pessoas economicamente ativas na agropecuária, extração vegetal e pesca, inclusive os sem rendimento — 1980*

Unidades da Federação	m_c	H_c (%)	P_c	G_c	10^+_c (%)	Percentagem dos sem rendimento
Brasil	**1,30**	**66,6**	**0,487**	**0,615**	**50,0**	**17,4**
Rondônia, Acre, Roraima, Amapá	1,31	51,1	0,441	0,569	40,0	25,6
Amazonas	1,36	48,0	0,387	0,518	36,0	20,4
Pará	1,40	49,3	0,359	0,512	38,3	16,3
Maranhão	0,71	81,0	0,612	0,520	35,6	18,1
Piauí	0,49	90,8	0,769	0,607	39,3	32,4
Ceará	0,67	87,5	0,650	0,529	37,3	19,9
Rio Grande do Norte	0,74	86,1	0,597	0,497	36,4	15,1
Paraíba	0,60	89,4	0,698	0,552	38,3	23,2
Pernambuco	0,73	85,3	0,620	0,526	38,2	19,1
Alagoas	0,79	84,6	0,564	0,490	37,6	11,9
Sergipe	0,86	80,6	0,546	0,510	39,9	14,9
Bahia	1,04	73,9	0,472	0,516	41,4	12,1
Minas Gerais	1,57	61,1	0,358	0,575	50,0	8,1
Espírito Santo	1,52	60,3	0,464	0,640	51,9	20,9
Rio de Janeiro	1,64	57,6	0,302	0,550	49,0	4,7
São Paulo	2,03	43,2	0,279	0,591	51,3	9,7
Paraná	1,48	62,4	0,517	0,678	54,7	27,0
Santa Catarina	1,57	55,1	0,504	0,671	49,2	32,8
Rio Grande do Sul	1,81	57,3	0,540	0,709	50,0	30,2
Mato Grosso do Sul	2,07	45,6	0,295	0,609	53,1	10,0
Mato Grosso	1,69	46,4	0,319	0,553	45,0	12,6
Goiás	1,85	52,1	0,285	0,572	49,7	5,6
Distrito Federal	**2,97**	**43,1**	**0,313**	**0,692**	**60,6**	**13,6**

[a] Considerando uma linha de pobreza igual a um salário mínimo mensal

média alcançava um salário mínimo por mês. Já no Centro-Sul destacam-se São Paulo e Mato Grosso do Sul, além do Distrito Federal, em que a renda média da PEA do setor agropecuário chegava a dois salários mínimos mensais.

Quanto ao índice de pobreza, os estados do Nordeste são os que exibem os maiores valores, embora Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul superem o valor observado para a Bahia. Aqui novamente São Paulo e

Mato Grosso do Sul mostram valores para P sensivelmente inferiores à média nacional, o mesmo ocorrendo para o estado de Goiás.

Considerando simplesmente a proporção de pobres, ou seja, a proporção de pessoas economicamente ativas com rendimento mensal inferior a um salário mínimo, as diferenças regionais ficam ainda mais evidentes. É impressionante verificar que em oito estados do Nordeste, do Maranhão a Sergipe, mais de 80% da PEA agrícola estão nessa faixa de pobreza, enquanto nos estados do Centro-Sul essa proporção atinge um máximo de 62% no Paraná. Note-se que na região Norte a proporção de pobres e o índice de pobreza apresentam-se de modo semelhante ao que ocorre nos estados sulinos.

Se as regiões mais "atrasadas" — especialmente o Nordeste — tendem a apresentar as menores rendas médias e um grau maior de pobreza, as desigualdades na distribuição de renda parecem ser mais acentuadas no Centro-Sul. Isto é refletido mais claramente pela participação dos 10% mais ricos na renda total, que apresenta seus valores mais baixos no Amazonas, Maranhão e Rio Grande do Norte, e seus valores máximos no Rio Grande do Sul, Paraná e Mato Grosso do Sul, desconsiderando-se o Distrito Federal.

O índice de Gini, embora no geral não apresente variações muito acentuadas, também tende a refletir em parte um maior grau de desigualdade nos estados de agricultura mais desenvolvida, como é o caso do Rio Grande do Sul, Mato Grosso do Sul e Paraná.

Vale a pena destacar a situação verdadeiramente crítica do Piauí, do ponto de vista de todos os indicadores apresentados: além de possuir a mais baixa renda *per capita* e o maior grau de pobreza rural do País, no estado encontra-se o maior grau de concentração de renda da região Nordeste, ou seja, além de ser "o mais pobre", é o que tem a renda mais "mal distribuída" na região.

Considerando agora os mesmos indicadores para a PEA agrícola excluindo as pessoas sem rendimento (Tabela 6), elevam-se os valores absolutos da renda média e diminuem os demais indicadores, como é óbvio, porém sem afetar profundamente as posições relativas das diversas regiões, de forma que as conclusões anteriores de ordem geral permanecem válidas.[10]

[10] Verifica-se que o coeficiente de correlação entre P_c e P_s para as 23 unidades consideradas é de 0,86. A correlação entre G_c e G_s é de 0,80 e entre 10_c^+ e 10_s^+ é de 0,97.

TABELA 6

Brasil e unidades da Federação: rendimento médio mensal em número de salários mínimos (m_s), *percentagem de pobres* (H_s),[a] *índice de pobreza de Sen* (P_s),[a] *índice de Gini* (G_s) *e percentagem da renda pertencente aos 10% mais ricos* (10^+_s), *para as pessoas economicamente ativas na agropecuária, extração vegetal e pesca, exclusive os sem rendimento — 1980*

Unidades da Federação	m_s	H_s (%)	P_s	G_s	10^+_s (%)
Brasil	1,57	59,7	0,303	0,534	46,7
Rondônia, Acre, Roraima, Amapá	1,76	34,3	0,154	0,421	34,5
Amazonas	1,70	34,6	0,145	0,395	31,7
Pará	1,67	39,4	0 156	0 417	35,1
Maranhão	0,87	76,8	0,457	0,415	32,0
Piauí	0,73	86,5	0,544	0,418	32,4
Ceará	0,84	84,4	0,481	0,412	34,0
Rio Grande do Norte	0,87	83,7	0,460	0,407	33,9
Paraíba	0,78	86,2	0,517	0,417	33,9
Pernambuco	0,90	81,8	0,447	0,414	34,3
Alagoas	0,90	82,5	0,453	0,422	35,7
Sergipe	1,01	77,3	0,397	0,424	36,4
Bahia	1,18	70,3	0,341	0,450	39,4
Minas Gerais	1,71	57,7	0,259	0,537	48,6
Espírito Santo	1,93	49,7	0,229	0,545	47,8
Rio de Janeiro	1,72	55,5	0,242	0,528	48,2
São Paulo	2,25	37,0	0,152	0,547	49,6
Paraná	2,02	48,5	0,227	0,559	49,1
Santa Catarina	2,34	33,1	0,159	0,510	41,1
Rio Grande do Sul	2,60	38,8	0,198	0,583	49,0
Mato Grosso do Sul	2,30	39,6	0,166	0,565	51,4
Mato Grosso	1,94	38,7	0,158	0,488	42,7
Goiás	1,96	49,3	0,213	0,546	48,8
Distrito Federal	3,44	34,1	0,143	0,643	57,3

[a]Considerando uma linha de pobreza igual a um salário mínimo mensal.

Merece destaque o fato de que, mesmo eliminando-se da distribuição a PEA sem rendimento, a proporção de pobres no setor agropecuário mantém-se extremamente elevada, atingindo, para o País como um todo, cerca de 60% da PEA do setor.

Outro ponto a ressaltar é que as conclusões anteriores a respeito do estado do Piauí alteram-se no que diz respeito ao grau de concentração de renda, pois agora os índices são maiores em Alagoas, Sergipe e Bahia, dentro do Nordeste.

A exclusão dos sem rendimento afeta mais fortemente os estados em que a mão-de-obra familiar não remunerada é proporcionalmente maior, como, por exemplo, os estados da região Sul e a maior parte dos estados do Nordeste. No caso de São Paulo, Rio de Janeiro e Goiás, por exemplo, as modificações são de menor magnitude.

3.2 — Modernização e renda média

Uma vez que as medidas de modernização estão associadas com o nível de desenvolvimento econômico da região, espera-se que elas estejam positivamente relacionadas com a renda *per capita*. Foram feitas, então, regressões da renda *per capita* em cada unidade da Federação contra as medidas do grau de modernização (Z_1 e Z_2 ou W_1 e W_2).

Seja m_c a renda média das pessoas economicamente ativas na agropecuária, extração vegetal e pesca, inclusive as sem rendimento, para cada unidade da Federação. Uma regressão não-ponderada de m_c contra Z_1 e Z_2, com 23 observações, produziu a seguinte equação estimada:

$$\hat{m}_c = 1{,}34 + \underset{(0{,}71)}{0{,}066Z_1} + \underset{(4{,}73^*)}{0{,}452Z_2}$$

com coeficiente de determinação (R^2) igual a 0,536 e valor do teste F para a regressão igual a 11,54* (o asterisco é utilizado para indicar que o valor é significativo ao nível de significância de 5% e os valores entre parênteses, colocados abaixo dos coeficientes na equação estimada, são os respectivos valores do teste t).

Considerando a distribuição da PEA excluindo os sem rendimento e chamando de m_s a respectiva renda média, a nova regressão não-ponderada, contra Z_1 e Z_2, passa a ser:

$$\hat{m}_s = 1{,}63 + \underset{(1{,}17)}{0{,}142Z_1} + \underset{(3{,}65^*)}{0{,}455Z_2}$$

com $R^2 = 0{,}427$ e valor do teste F para a regressão igual a 7,45*.

Verifica-se que nas duas distribuições — incluindo ou não os sem rendimento — os dois fatores, Z_1 e Z_2, apresentam-se positivamente relacionados com a renda média, sendo mais forte a influência de Z_2, que é o fator mais especificamente associado à produtividade da mão-de-obra.

A regressão ponderada de m_c contra W_1 e W_2, com 22 observações (excluindo o Distrito Federal), produziu a seguinte equação estimada:

$$\hat{m}_c = 1{,}59 + \underset{(4{,}88^*)}{0{,}241W_1} + \underset{(4{,}77^*)}{0{,}241W_2}$$

com $R^2 = 0{,}711$ e $F = 23{,}41^*$. Aqui os dois fatores mostram efeito positivo e estatisticamente significativo sobre a renda média, sendo que a influência de ambos possui igual magnitude.

Quando se excluem da distribuição as pessoas sem rendimento, apenas o fator W_1 mostra um efeito estatisticamente significativo sobre a renda média: o coeficiente de determinação e o valor de F, por sua vez, indicam um ajustamento pior do que na regressão anterior, quando os sem rendimento eram incluídos na população. Os resultados da regressão de m_s contra W_1 e W_2 foram:

$$\hat{m}_s = 1{,}96 + \underset{(3{,}66^*)}{0{,}326W_1} + \underset{(1{,}03)}{0{,}093W_2}$$

com $R^2 = 0{,}433$ e $F = 7{,}26^*$.

3.3 — Modernização e pobreza rural[11]

Em comparação com os efeitos da modernização da agricultura sobre a renda média, esses mesmos efeitos sobre a pobreza rural são menos previsíveis, principalmente quando se leva em conta a questão do tempo. A longo prazo, a modernização tende a reduzir a pobreza, já que se associa a um desenvolvimento geral da economia que traz consigo a adaptação do sistema às novas estruturas produtivas e institucionais, particularmente à maior capacidade de organização política das camadas de menor renda. A curto prazo, porém, o processo de modernização pode ter efeitos positivos e negativos em relação à pobreza. Como efeito positivo, isto é, que tende a reduzir a pobreza, pode ser citado o aumento da produtividade e da renda agrícola. Como efeito negativo pode ser citado o aumento do desemprego e do subemprego rural, especialmente com a disseminação do

11 Este trabalho já estava sendo redigido quando os autores tomaram conhecimento do estudo de Cunha (1978), que relaciona pobreza e modernização na agricultura brasileira em 1970, após obter medidas desses conceitos através da análise fatorial, utilizando dados ao nível de microrregião homogênea.

trabalho temporário e a queda na renda real de algumas categorias quando da monetarização da renda, em substituição a pagamentos em espécie ou a arranjos que permitem o acesso de trabalhadores a pequenos lotes de terra para subsistência.

Considerando, porém, a análise estática desenvolvida neste trabalho, verificou-se a existência de uma relação inversa entre o grau de modernização e o índice de pobreza, ou seja, as regiões com agricultura mais moderna tendem a apresentar menor grau de pobreza rural.

Foram feitas regressões do índice de pobreza de Sen contra os fatores Z_1 e Z_2 (e W_1 e W_2, na análise ponderada), tendo-se obtido os resultados a seguir apresentados.

Para a regressão não-ponderada, e sendo P_c o índice de pobreza de Sen, incluindo os sem rendimento, a equação estimada é:

$$\hat{P}_c = 0{,}472 + \underset{(0{,}36)}{0{,}0091 Z_1} - \underset{(-\,3{,}69^*)}{0{,}0959 Z_2}$$

com coeficiente de determinação (R^2) igual a 0,407 e valor do teste F para a regressão igual a 6,86*.

Excluindo a fração da população sem rendimento, a equação estimada passa a ser:

$$P_s = 0{,}291 - \underset{(-\,0{,}35)}{0{,}0101 Z_1} - \underset{(-\,2{,}33^*)}{0{,}0684 Z_2}$$

com coeficiente de determinação (R^2) igual a 0,219 e valor do teste F para a regressão igual a 2,81.

Para a regressão ponderada de P contra W_1 e W_2 a equação estimada para a PEA incluindo os sem rendimento é:

$$\hat{P}_c = 0{,}431 - \underset{(-\,2{,}29^*)}{0{,}0307 W_1} - \underset{(-\,7{,}52^*)}{0{,}1029 W_2}$$

com $R^2 = 0{,}766$ e valor do teste F para a regressão igual a 31,03*.

Para a PEA excluindo os sem rendimento obtemos:

$$\hat{P}_s = 0{,}235 - \underset{(-\,3{,}36^*)}{0{,}0538 W_1} - \underset{(-\,2{,}09)}{0{,}0342 W_2}$$

com $R^2 = 0{,}453$ e $F = 7{,}87^*$.

Note-se que no caso das regressões não-ponderadas apenas o fator 2 (Z_2), mais diretamente associado às relações de trabalho e à sua produti-

vidade, tem coeficiente estatisticamente significativo. Note-se também que, ao se excluir a fração da PEA sem rendimento, embora o coeficiente de Z_2 ainda se mostre estatisticamente diferente de zero, o teste F da regressão não é significativo ao nível de 5%. Utilizando o modelo quadrático, verificou-se que, além do valor de F também não ser significativo, nenhum dos coeficientes de regressão diferia estatisticamente de zero.

Já no caso das regressões ponderadas, quando são incluídos os sem rendimento o índice de pobreza de Sen mostra-se inversamente relacionado com o grau de modernização, com coeficientes estatisticamente diferentes de zero para W_1 e W_2. Quando são excluídas as pessoas com renda igual a zero, verifica-se a mesma relação inversa, porém apenas o coeficiente de W_1 difere de zero ao nível de significância de 5%. Também para este caso foi feita uma regressão quadrática, verificando-se que a inclusão dos termos quadráticos em nada contribui para melhorar os resultados estatísticos obtidos com a regressão linear.

Frente aos resultados obtidos, podemos concluir que a modernização da agricultura brasileira tende a se associar com menores níveis de pobreza rural, mas julgamos necessário qualificar essa conclusão, em dois sentidos.

Em primeiro lugar, a associação inversa entre modernização e pobreza, sugerida pelas regressões, não significa que o maior grau de modernização da agricultura "causa" níveis menores de pobreza no meio rural. Além de outros fatores determinantes do grau de pobreza, deve-se levar em conta que em certas regiões o próprio grau de pobreza previamente existente, refletindo o nível geral de desenvolvimento da região, pode ter tido seus efeitos na maior ou menor facilidade de difusão do progresso técnico na agricultura.

Em segundo lugar, devemos ter em mente que a modernização da agricultura na década de 70 ocorre num contexto geral de desenvolvimento e modernização da economia como um todo, inclusive em seu aparato institucional, e que nesse contexto dois elementos são fundamentais para nossos propósitos: a urbanização acelerada e a redução geral da pobreza absoluta no País.

Embora o fenômeno de redução da pobreza seja comum a todos os setores da economia, no caso particular da agricultura há um aspecto específico, isto é, a redução relativa (e em alguns casos absoluta) da população ocupada, ou, em outros termos, a questão do êxodo rural. A partir dos dados apresentados por Martine (1982) sobre os índices migratórios para as unidades da Federação no período 1970/80, calculados pela razão entre o saldo migratório líquido das áreas rurais nesse período e a

população rural em 1970, pudemos constatar uma forte correlação entre os fatores de modernização e aqueles índices migratórios, isto é, nos estados de agricultura mais modernizada é que, em termos proporcionais, o êxodo rural foi maior. Assim, apesar da redução dos níveis de pobreza, tanto nas áreas rurais como nas urbanas, pode-se questionar quantos dos 15,6 milhões de pessoas que deixaram o campo na década de 70 para se concentrarem nas grandes cidades brasileiras tiveram seu nível de vida melhorado, apesar de, possivelmente, se terem tornado "menos pobres" em termos monetários. É o caso, por exemplo, dos pequenos produtores familiares, que deixaram as áreas rurais, onde tinham pelo menos parte de sua subsistência garantida pelo cultivo de alimentos, para se dirigirem às periferias urbanas, onde a renda monetária pode ter-se elevado, mas em detrimento do nível quantitativo e qualitativo do consumo.

3.4 — Modernização e desigualdade

Para analisar as relações entre o grau de modernização da agricultura e a desigualdade da distribuição de renda no meio rural foram feitas regressões utilizando diversas medidas de desigualdade. Nas Tabelas 7 e 8 encontram-se os principais resultados, para as regressões não-ponderadas e ponderadas, respectivamente.

No caso das regressões não-ponderadas, verifica-se uma associação positiva entre o índice de Gini e os fatores de modernização, porém com um ajustamento melhor quando são excluídas da PEA as pessoas sem rendimento, obtendo-se neste caso um valor bastante expressivo para o coeficiente de determinação ($R^2 = 0,705$). Note-se que, ao incluir os sem rendimento na distribuição, apenas o coeficiente de Z_2 difere estatisticamente de zero, sendo que aqui o valor de R^2 é bem mais baixo.

Já a participação dos 10% mais ricos na renda total mostra-se também positivamente relacionada com os fatores de modernização, porém o efeito da modernização neste caso parece ser bem mais evidente: tanto incluindo como excluindo os sem rendimento, todos os coeficientes de regressão são significativamente diferentes de zero e os valores de R^2 bastante elevados.

As regressões quadráticas, por não contribuírem para alterar os resultados já obtidos, não são apresentadas na Tabela 7.

As regressões ponderadas, por sua vez, mostraram geralmente resultados melhores quando se adotou o modelo quadrático, razão pela qual apenas os resultados obtidos com esse modelo são apresentados na Tabela 8.

Em princípio, verifica-se que o grau de desigualdade da distribuição de renda está associado com o nível da modernização da agricultura, mas o que chama a atenção no caso das regressões ponderadas é que os termos quadráticos do fator W_1 têm coeficientes altamente significativos, à diferença do que ocorreu com as regressões não-ponderadas. Mais ainda, o elemento novo que surge agora na análise é que, calculadas as abscissas (W_1) dos pontos de máximo das parábolas, para as quatro regressões da Tabela 8, constata-se que os W_1 observados para São Paulo e Paraná estão sempre acima daquelas abscissas.

Podemos concluir que a concentração de renda entre a PEA agrícola tende, em geral, a crescer com a modernização, porém há evidências de que esse crescimento não se dá uniformemente para todos os níveis de modernização. A função de segundo grau ajustada apresenta um máximo, ou seja, é crescente até um determinado ponto. Uma vez que há apenas dois pontos observados além do ponto de máximo, não podemos afirmar

TABELA 7

Resultados das análises de regressão não-ponderada entre medidas do grau de desigualdade da distribuição de renda na agricultura, em 1980, e indicadores de modernização, em 1975, para o Brasil (n = 23 *unidades da Federação*)[a]

Variáveis dependentes[b]	Termos constantes	Coeficientes de Z_1	Coeficientes de Z_2	R^2	F
G_c	0,573	0,0257 (1,92)	0,0296 (2,34*)	0,320	4,71*
G_s	0,481	0,0219 (2,42*)	0,0595 (6,41*)	0,705	23,86*
$(10^+)_c$	44,7	2,56 (2,65*)	6,01 (6,06*)	0,690	22,27*
$(10^+)_s$	41,2	2.09 (2,52*)	6,86 (8,06*)	0,783	36,16*

[a]Os valores entre parênteses representam os resultados do teste t para os coeficientes de regressão. O asterisco indica que o valor é significativo ao nível de significância de 5%.
[b]G_c = índice de Gini para a distribuição, incluindo os sem rendimento;
G_s = índice de Gini para a distribuição, excluindo os sem rendimento;
$(10^+)_c$ = percentagem da renda pertencente aos 10% mais ricos, incluindo os sem rendimento; e
$(10^+)_s$ = percentagem da renda pertencente aos 10% mais ricos, excluindo os sem rendimento.

TABELA 8

Resultados das análises de regressão ponderadas entre medidas do grau de desigualdade da distribuição de renda na agricultura, em 1980, e indicadores de modernização, em 1975, para o Brasil (n = 22 *unidades da Federação*)[a]

Variáveis dependentes[b]	Termos constantes	Coeficientes de W_1	Coeficientes de W_2	Coeficientes de W_1^2	Coeficientes de W_2^2	R^2	F
G_c	0,637	0,0319 (3,05*)	—0,0200 (—1,46)	—0,0357 (—2,61*)	0,0114 (1,22)	0,604	6,48*
G_s	0,566	0,0294 (4,25*)	0,0255 (2,80*)	—0,0377 (—4,14*)	—0,0003 (—0,04)	0,732	11,58*
$(10+)_c$	53,7	3,48 (4,47*)	1,76 (1,73)	—4,03 (—3,95*)	0,241 (0,34)	0,720	10,95*
$(10+)_s$	49,9	3,06 (4,87*)	3,81 (4,63*)	—3,49 (—4,24*)	—0,31 (—0,54)	0,797	16,63*

[a]Ver Tabela 7.
[b]*Ibid.*

com segurança a existência de uma tendência para a desigualdade da distribuição de renda passar a decrescer em função da maior modernização.

De qualquer forma, se retornarmos às Tabelas 4, 5 e 6, vamos constatar que os estados que apresentam os maiores valores para W_1 (São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul) e para W_2 (Mato Grosso do Sul e Goiás) também apresentam os graus máximos de desigualdade para a distribuição de renda.

No entanto, mesmo levando em consideração que a desigualdade da distribuição de renda seja crescente com o grau de modernização apenas até que este atinja determinado limite, isto não implica que uma possível estabilização, ou mesmo uma redução da desigualdade, seja uma decorrência intrínseca ou "natural" da própria modernização. São tantos os fatores históricos — econômicos, sociais, políticos — associados com as mudanças na distribuição de renda ao longo do tempo que seria no mínimo insuficiente tentar formular previsões unicamente a partir da modernização da agricultura e, sobretudo, de um corte temporal como o aqui utilizado. Mesmo porque não se pode pressupor que as áreas de agricultura mais atrasada terão que passar necessariamente pelas mesmas "etapas" ou pela mesma forma da modernização já alcançada pelas regiões mais desenvolvidas.

Na verdade, a conclusão mais geral a que podemos nos ater neste trabalho, a partir da análise estática que foi desenvolvida, é que, em termos regionais do País, maiores níveis de modernização da agricultura tendem a se associar inequivocamente com maiores índices de concentração de renda. Embora aqui também possa ser levantada uma discussão acerca da causalidade do processo, acreditamos que as características da modernização da agricultura brasileira — especialmente as que dependem da escala de produção, como é o caso da mecanização — e as políticas associadas, como as de crédito rural e fundiária, são em grande parte responsáveis pelas desigualdades da distribuição de renda no setor agropecuário. Mesmo que não se possa negar a existência de circularidade nesse processo de causação, os elementos já apresentados na introdução deste trabalho permitem concluir que há um sentido predominante, isto é, o processo de modernização da agricultura brasileira — na forma e no contexto geral em que vem ocorrendo — tem contribuído para agravar as desigualdades econômicas no setor.

Os resultados sugerem, portanto, que a modernização da agricultura brasileira tendeu a favorecer o aumento da participação relativa das camadas mais ricas na apropriação da renda total. Como essa renda inclui todos os tipos de rendimentos — também, portanto, os lucros e a renda da terra —, podemos estender as conclusões anteriores no seguinte sentido: o processo de modernização associou-se a uma melhoria geral dos níveis de renda (aumento da renda média e redução da pobreza absoluta), mas tendeu a ampliar a participação relativa das classes que vivem da apropriação do produto excedente, tornado cada vez maior pelo aumento da produtividade decorrente da modernização.

Embora não tenhamos tratado especificamente da distribuição funcional de renda, frente à natureza do processo de modernização tecnológica da agricultura brasileira e, principalmente, frente ao momento histórico em que ele se consolidou, durante o qual a vida política do País marcou-se por uma profunda repressão à organização da classe trabalhadora (sobretudo a rural), não é de se esperar que o processo de modernização tenha favorecido uma distribuição de renda a favor dos salários.

A partir dessas conclusões, faz-se necessária uma reflexão cuidadosa a respeito das nossas atitudes frente ao progresso tecnológico e ao desenvolvimento capitalista como um todo. Se a modernização da agricultura tende a agravar as já agudas disparidades de renda, deve-se então tentar abrandar seus efeitos freando o próprio processo? A "solução" é uma agricultura tecnologicamente atrasada, porém socialmente mais justa?

A nosso ver, embora seja necessário combater certos aspectos da técnica moderna, inclusive pelas suas conseqüências em termos de poluição ambiental e contaminação dos produtos, o caminho para uma distribuição mais justa de renda não passa pela "eliminação" do progresso técnico na agricultura, mas sim pela conquista dos direitos da classe trabalhadora de ter acesso às decisões políticas que afetam a modernização e que definem constantemente as formas concretas que ela irá adquirindo, de modo a ampliar a sua participação nos frutos e benefícios do progresso técnico. Trata-se, enfim, das conquistas políticas da classe trabalhadora como um todo, passo decisivo para a superação do próprio sistema.

Bibliografia

Bell, Clive. The acquisition of agricultural technology: its determinants and effects. *The Journal of Development Studies, 9* (1) :123-59, out. 1972.

Cano, Wilson. *Desequilíbrios regionais e concentração industrial no Brasil — 1930/1970.* Tese de Livre-Docência, mimeo. Campinas, DEFE/IFCH/UNICAMP, 1981.

Cunha, Aércio dos Santos. *Rural poverty and agricultural modernization in Brazil.* Tese de Ph.D. Nashville, Tennessee, Vanderbilt University, 1978.

Falcon, Walter P. The Green Revolution: generation of problems. *American Journal of Agricultural Economics, 52* (5) :698-710, dez. 1970.

Gebara, José G. *A estrutura agrária no município de Sertãozinho (SP): evolução, caracterização e efeitos.* Dissertação de Mestrado, mimeo. São Paulo, EAE/FGV, 1976.

George, Susan. *O mercado da fome.* Rio de Janeiro, Paz e Terra, 1978.

Germer, Claus, coord. *Progresso técnico na agricultura paranaense: o caso da soja.* Mimeo. Curitiba, IPARDES, 1982.

Gibbons, David S., De Koninck, Rodolphe, e Hasan, Ibrahim. *Agricultural modernization, poverty and inequality: the distributed impact of the*

Green Revolution in regions of Malaysia and Indonesia. Inglaterra, Gower Publishing Company Limited, 1980.

GOTSCH, Carl H. Technical change and the distribution of income in rural areas. *American Journal of Agricultural Economics, 54* (2):326-41, maio 1972.

GRABOWSKI, Richard. Induced innovation, Green Revolution and income distribution: reply. *Economic Development and Cultural Change, 30* (1) :177-81, 1981.

GRAZIANO DA SILVA, José. *Progresso técnico e relações de trabalho na agricultura.* São Paulo, HUCITEC, 1981.

GRAZIANO DA SILVA, José, coord. *Diferenciación campesina y cambio tecnológico: el caso de los productores de frijol en São Paulo.* Mimeo. Campinas, IICA/UNICAMP, 1982.

HARMAN, Harry H. *Modern factor analysis.* Chicago, The University of Chicago Press, 1976.

HOFFMANN, Rodolfo. Estimação da desigualdade dentro dos estratos no cálculo do índice de Gini e da redundância. *Pesquisa e Planejamento Econômico,* Rio de Janeiro, *9* (3) :719-38, dez. 1979.

KAGEYAMA, Angela A. O emprego temporário na agricultura brasileira: seus determinantes e sua evolução recente. *Reforma Agrária, 12* (5) : 3-12, set./out. 1982.

KAGEYAMA, Angela A., e GRAZIANO DE SILVA, José. Os resultados da modernização agrícola dos anos 70. *Estudos Econômicos,* São Paulo, *13* (3) : 537-59, set./dez. 1983.

MARTINE, George. *Transformações da agricultura e êxodo rural.* Trabalho apresentado no III Encontro Nacional da ABEP. Vitória, Espírito Santo, 11-15 out. 1982.

MUELLER, Charles C. O estado e a expansão da fronteira agropecuária na Amazônia brasileira. *Estudos Econômicos,* São Paulo, *13* (3) :657-79, 1983.

SEN, Amartya. Poverty: an ordinal approach to measurement. *Econometrica, 44* (2):219-31, mar. 1976.

SORJ, Bernardo, e WILKINSON, John. Processos sociais e formas de produção na agricultura brasileira. In: SORJ, B., e TAVARES DE ALMEIDA, M. H., orgs. *Sociedade e política no Brasil pós-64*. São Paulo, Brasiliense, 1983.

VILARINHO, Carlyle R. O. *Um estudo das mudanças na estrutura agrária em municípios "monocultores" de cana-de-açúcar no estado de São Paulo, 1970/1980*. Relatório de Pesquisa, inédito. Campinas, UNICAMP, 1983.

(Originais recebidos em julho de 1984. Revistos em agosto de 1984.)

Uma avaliação econômica dos impactos ambientais decorrentes da produção de carvão mineral

Sérgio Marguлis *

Objetiva-se neste trabalho fazer uma estimativa econômica de alguns aspectos ambientais associados à produção de carvão mineral no Brasil. A limitada disponibilidade de dados — comum nesta área — não possibilitou a quantificação de alguns itens que julgamos importantes, como degradação da estética e extinção da flora local. Utilizou-se o Modelo de Oferta de Carvão Mineral (MOCAM), desenvolvido no Instituto de Pesquisas do IPEA, para se chegar aos custos medidos em dólares por tonelada de carvão minerado. O trabalho consta de uma apresentação sumária deste modelo, das principais questões ambientais em foco, da metodologia adotada e dos valores obtidos nas quantificações, além de uma seção dedicada à discussão de alguns aspectos teóricos subjacentes à questão.

1 — Introdução

A política de substituição de derivados de petróleo que vem sendo levada a efeito nos últimos anos trouxe a perspectiva de considerável aumento da produção de carvão mineral. As regiões produtoras do Sul do País defrontam-se, portanto, com a possibilidade de terem uma degradação adicional na qualidade das águas de suas bacias hidrográficas, um terço das quais já está completamente comprometido. Esta situação levou o governo, através de decreto presidencial, a considerar a região sul do estado de Santa Catarina como sendo uma "área crítica de poluição".

Os problemas ambientais decorrentes da produção de carvão mineral devem ser considerados, no Brasil, muito mais preocupantes do que os gerados no consumo. Isto se deve basicamente a dois fatores: o primeiro é a falta de fiscalização dos órgãos responsáveis pela proteção ao meio ambiente, aliada à utilização, pelos mineradores, de tecnologias de produção que não incluem qualquer tipo de controle de poluição; e o segundo

* Do Instituto de Pesquisas do IPEA.

refere-se ao próprio tipo de poluição, gerada na produção, prejudicando as bacias hidrográficas e os solos (o que é um problema acumulativo e de difícil regressão), e no consumo, onde ela é principalmente atmosférica e bastante dispersa, não causando problemas mais sérios nos níveis atuais em que se verifica no Brasil.[1]

O objetivo deste trabalho é fazer uma breve descrição qualitativa dos impactos ambientais decorrentes da produção de carvão mineral e uma avaliação econômica destes impactos, tentando identificar a parcela dos custos de produção de carvão devida às externalidades de degradação do meio ambiente. O valor dessas externalidades só pode ser conhecido uma vez quantificados aspectos como o valor da saúde das pessoas, o custo da redução da piscosidade, a degradação da qualidade do ar e das águas, a estética, etc. Pela própria natureza destes problemas, fica clara a dificuldade de quantificá-los, sendo natural que este assunto cause polêmica na literatura.

A motivação para adotarmos uma abordagem quantificada está intimamente ligada à existência, no próprio Instituto de Pesquisas do IPEA, de um modelo matemático de oferta de carvão mineral. A alimentação deste modelo com as informações sobre o meio ambiente irá permitir a obtenção de uma medida do valor das externalidades de degradação ambiental.

Achamos oportuno descrever neste ponto, de modo bastante sumário, o ciclo do carvão mineral. A mineração do carvão é a céu aberto ou subterrânea. O carvão bruto minerado, chamado ROM (*run of mine*), precisa ser separado do material estéril (substâncias não carbonosas) que é lavrado com ele. Esta é a etapa de beneficiamento, e o processo consiste na passagem do ROM por um líquido de densidade intermediária entre a da matéria carbonosa e a das substâncias minerais. Esta densidade pode ser criada por agitação mecânica em um tanque com água (JIG) ou o próprio líquido pode ser formulado com aquelas características (meio-denso). A parte flutuante do beneficiamento é a fração nobre, enquanto que o afundado consiste nas substâncias minerais com alto teor de enxofre e ferro, que se tornam um dos principais poluentes nesta etapa do ciclo do carvão. Os carvões são classificados de acordo com o teor de cinzas da fração nobre, que varia com seu nível de beneficiamento. Evidentemente, quanto mais intenso for este beneficiamento (ou lavagem), menor o teor

[1] As únicas exceções que devem ser mencionadas são as áreas próximas às coquerias instaladas nas regiões de produção, que recebem contribuição de outras indústrias e apresentam altos índices de poluição do ar.

de cinzas e, portanto, maior o poder calorífero. Isto é importante porque o uso básico do carvão mineral ocorre na queima para geração de calor industrial, em substituição ao óleo combustível. Depois da lavagem, o carvão é embarcado para os centros consumidores, geralmente por via férrea ou marítima.

Apresentamos resumidamente a seguir o Modelo de Oferta de Carvão Mineral (MOCAM).[2] Trata-se de um modelo de otimização dinâmico, setorial e regional, que descreve a relação entre mineração, beneficiamento, transporte e uso final do carvão, permitindo uma avaliação integrada da escolha de processos, localização e capacidades para estas atividades ao longo de vários períodos de planejamento. No módulo de mineração aparecem as diversas técnicas conhecidas (subterrâneas e a céu aberto). O módulo de beneficiamento admite os dois principais métodos utilizados (JIG e meio-denso) e fornece os diferentes tipos de carvões a serem produzidos em cada lavador. O módulo de transporte consiste em uma rede que liga os centros produtores aos portos e estes aos centros consumidores. O módulo de consumo consiste essencialmente no conjunto de indústrias consumidoras de carvão em cada uma das regiões.

O modelo tem então definidos um conjunto de indústrias e regiões consumidoras, integradas em uma matriz exógena de demandas energéticas por consumidor e por região, além de portos de embarque e/ou desembarque, de rotas de transporte, de minas e de lavadores. O objetivo do modelo é encontrar a configuração destes elementos que minimiza os custos para atender à demanda dada, satisfazendo simultaneamente às restrições de capital, tecnológicas e de velocidade de expansão dos portos, minas e lavadores.

A solução ótima determina a ordem ótima de entrada das minas, os volumes a serem produzidos, os tipos de carvões que devem ser produzidos em cada lavador e qual a rede ótima de distribuição destes carvões, sendo permitido o consumo de óleo combustível para o atendimento de uma parcela da demanda, caso se mostre competitivo.

A incorporação a este modelo de dados que refletem os impactos sobre o meio ambiente pode produzir diferentes alterações na solução ótima, principalmente na rede de distribuição dos carvões para os centros consumidores, nos volumes ótimos a serem minerados e/ou beneficiados de cada tipo de carvão, além do incremento no custo total de produzir e beneficiar carvão. Como só tratamos dos problemas que ocorrem na pro-

2 Para maiores detalhes, ver Modiano e Tourinho (1982).

dução do carvão, outras variações, como o investimento total a ser feito nos portos, o custo marginal da gigacaloria consumida por uma dada indústria em determinada região e outros aspectos não diretamente ligados à produção, tornam-se menos interessantes para nossa análise.

Um importante aspecto que deve ser mencionado refere-se à poluição gerada dentro das próprias minas, notadamente a poluição do ar das minas subterrâneas, atingindo unicamente os mineiros, que, como conseqüência, ficam sujeitos a graves problemas de saúde. Em função disso, dedicamos uma parte deste trabalho à apresentação das principais questões de saúde que afetam os trabalhadores das minas de carvão, tentando inclusive imputar uma medida do custo social gerado por estas questões. Cabe ressaltar ainda que seria extremamente difícil quantificar os problemas de saúde dos mineiros independentemente das questões relativas à sua segurança, no sentido do risco de acidentes a que estão sujeitos, razão pela qual elas são tratadas conjuntamente. Ademais, é perfeitamente justificado encarar as questões de segurança do trabalho como afetas às de meio ambiente, procedimento encontrado em várias referências internacionais. [3]

O trabalho consta de três seções, além desta Introdução. Na Seção 2, a seguir, são enfocados alguns aspectos teóricos, do ponto de vista econômico, que servem como embasamento para o procedimento adotado no sentido de quantificar as questões de meio ambiente e saúde e segurança dos mineiros. Na terceira seção fazemos uma descrição resumida dos principais problemas ambientais observados em cada uma das etapas componentes do módulo de produção de carvão mineral (mineração, beneficiamento, disposição dos rejeitos do beneficiamento e saúde e segurança dos mineiros), que são os aspectos quantificados na interação com o modelo matemático. Na última seção apresentamos as quantificações feitas e as alterações observadas no modelo quando considerados os aspectos ambientais.

2 — Aspectos teóricos

Esta seção visa a analisar a formulação teórica do problema de decisão com relação ao nível ótimo de controle ambiental. Como o carvão mineral é

[3] Ver, por exemplo, Office of Technology Assessment (s.ᵉ d.), Morgan *et alii* (1973), Penner e Iceman eds. (1974), OECD (1978) e World Coal Study (1980).

um bem intermediário a ser consumido pelo setor industrial, a decisão entre consumir carvão ou outro combustível competidor faz parte de uma opção tecnológica da produção que aqui nos interessa. Podemos, assim, simplificar nossa análise considerando que a demanda de carvão é dada exogenamente e que a oferta se ajustará ao valor desejado. Assim, temos o problema todo parametrizado em termos deste nível exógeno, o que nos obriga a desconsiderar estratégias de controle que envolvam a redução da produção de carvão, ou sua substituição por outro energético.

O objetivo do problema é maximizar o bem-estar social (W), que tratamos simplificadamente aqui como função de duas variáveis: do bem agregado que representa a cesta de bens da economia (X) e do nível de qualidade do meio ambiente (Q).

A formulação matemática deste problema apresenta algumas dificuldades, notadamente quanto à possibilidade de uma especificação funcional para W, mas uma discussão sobre este assunto foge ao nosso objetivo.[4] Além disso, uma das variáveis em questão (Q) é um bem público, o que geralmente introduz algumas complicações adicionais ao problema.

Independentemente destas dificuldades, é freqüente na literatura a suposição da existência de uma especificação para W como função das utilidades dos indivíduos cujo bem-estar social se deseja maximizar. Adotando este procedimento, no nosso caso, temos a seguinte especificação do problema:

Problema 1:

$$\underset{(X_1, \ldots, X_n, Q)}{\text{Maximizar}} \quad W(U_1(X_1, Q), \ldots, U_n(X_n, Q))$$

$$\text{sujeito a } g(X_1 + \ldots + X_n, Q) = 0$$

onde $U_1, \ldots, U_n$ são as funções de utilidade dos n indivíduos, $X_1, \ldots, X_n$ são as quantidades do bem X a serem consumidas por cada indivíduo e $g(X_1 + \ldots + X_n, Q)$ é a fronteira de possibilidades de transformação.

Note-se que a qualidade do meio ambiente (Q) será um bem igualmente consumido por todos os membros da sociedade local atingida pela poluição da produção do carvão. A solução do problema é conhecida,[5] sendo a alocação em que a soma das taxas marginais de substituição de

4 Para uma discussão detalhada, ver, por exemplo, o clássico trabalho de Arrow (1963) a respeito desta questão.

5 Ver, por exemplo, Varian (1978, p. 198).

todos os membros da sociedade iguala-se à taxa marginal de transformação. Formalmente, temos que:

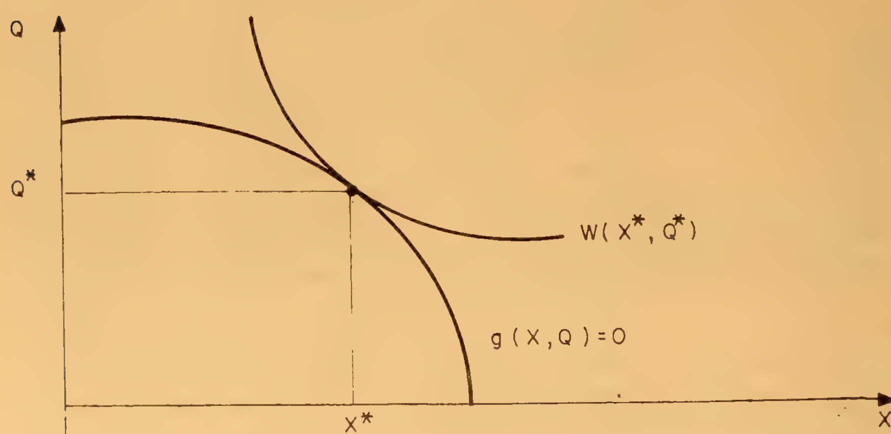
$$\sum_{i=1}^{n} \frac{\partial U_i/\partial Q}{\partial U_i/\partial X_i} = \frac{\partial g/\partial Q}{\partial g/\partial X}$$

onde $X = \sum_{i=1}^{n} X_i$.

O Gráfico 1 a seguir apresenta uma versão simplificada do problema 1, a qual consiste em supor que o bem-estar social W é a soma das utilidades dos n indivíduos e que estas são iguais entre si. Neste caso, a condição de ótimo é a de tangência entre as curvas $g(X, Q) = 0$ e $W(X, Q)$, uma decorrência direta do Teorema de Kuhn-Tucker. Ressaltamos que esta simplificação só é feita para podermos visualisar o problema, o que será valioso para o desenvolvimento a seguir. No entanto, nem a especificação nem a condição de ótimo apresentadas para o problema 1 pressupõem igualdade das utilidades ou que elas sejam aditivas como função de W.

Observe-se que, na prática, é quase impossível garantir a ocorrência deste ótimo, pois precisamos de uma medida das avaliações marginais de todos os indivíduos (revelação das preferências) relativamente a um bem público, e este mecanismo sabidamente não funciona "bem" como no caso de bens privados, via preços. Então, o critério geralmente utilizado é o

Gráfico 1



de padrões mínimos de qualidade, que leva a uma solução apenas "satisfatória", mas não necessariamente ótima, do ponto de vista de maximizar W.

Uma formulação mais simples que a apresentada acima e freqüentemente utilizada na literatura é a que objetiva minimizar os "custos de meio ambiente". Entende-se por custos de meio ambiente — $C_M(Q)$ — a soma dos custos de controle — $C_C(Q)$ — com os de degradação ambiental — $C_D(Q)$. Inicialmente, sem nos atermos à definição mais rigorosa de $C_C(Q)$ e $C_D(Q)$, o problema é o seguinte:

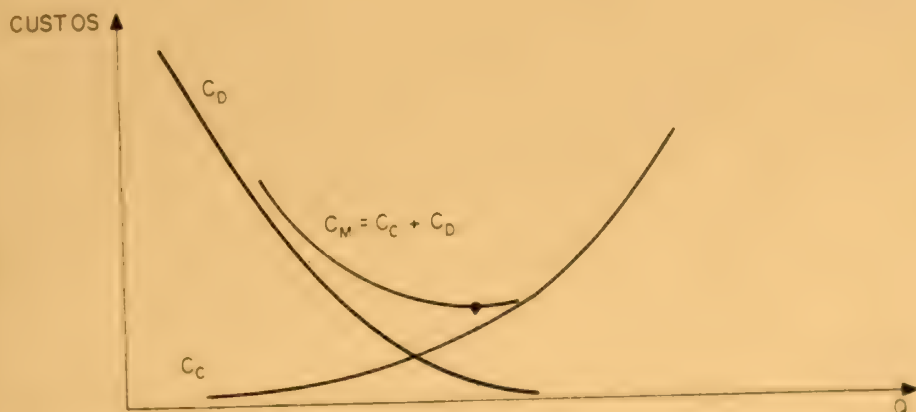
Problema 2:

$$\text{Minimizar } C_M(Q) = C_C(Q) + C_D(Q)$$

A solução "trivial" deste problema dá-se no ponto em que os custos marginais de controle igualam-se em módulo aos de degradação (ver Gráfico 2).

Nosso objetivo a partir deste ponto é mostrar que é possível "generalizar" o problema 2 de modo que ele seja equivalente ao problema 1, o que exige basicamente que definamos convenientemente os custos de controle e de degradação ambiental. A necessidade de termos que generalizar o problema 2 decorre da seguinte observação: além da tecnologia disponível, os custos de controle dependem da quantidade S de carvão a ser produzida, que no nosso caso é um parâmetro exógeno, e da qualidade ambien-

Gráfico 2

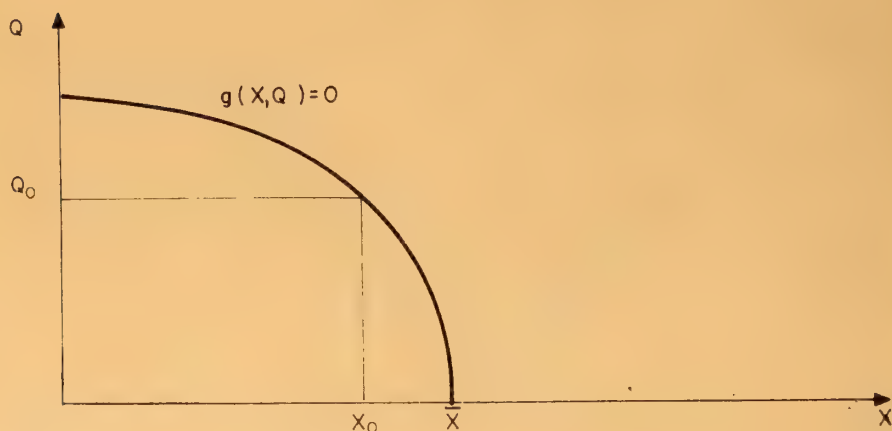


tal Q desejada; os custos de degradação, por outro lado, dependem adicionalmente do nível de bem-estar social desejado, ou seja, é razoável que diferentes níveis de satisfação relativamente ao meio ambiente impliquem diferentes custos de degradação ambiental.

Assim, a formulação do problema 2, onde C_C e C_D dependem unicamente de Q, deve ser adaptada ao nosso problema, que é parametrizado em S. Enquanto os custos de controle continuam dependendo tão-somente do nível de qualidade Q do meio ambiente — $C_C(Q)$ —, os custos de degradação passam a depender também do nível de bem-estar social desejado W, ou seja, $C_D(Q, W)$. Note-se que até este ponto não definimos estes custos, o que fazemos a seguir.

Olhando para a fronteira de possibilidades de transformação $g(X, Q)$ mostrada no Gráfico 3, fica fácil definir os custos de controle. Inicialmente, vamos normalizar o vetor de preços, de modo que o preço do bem agregado X tenha valor 1, ou seja, X pode ser encarado como a unidade monetária desta economia. Seja $\overline{X}$ a quantidade do bem X que se consumiria caso não houvesse nenhuma atenção com o meio ambiente, ou seja, no nível de qualidade $Q = 0$. Observe-se então que, para atingirmos um ponto (X_0, Q_0) na fronteira $g(X, Q) = 0$, é preciso abrir mão do consumo de $\overline{X} - X_0$ para utilizá-los sob a forma de controle, ou seja, na ausência de controle estaríamos no ponto $(\overline{X}, 0)$, e o deslocamento para (X_0, Q_0), de qualidade ambiental Q_C, provoca uma perda de $(\overline{X} - X_0)$

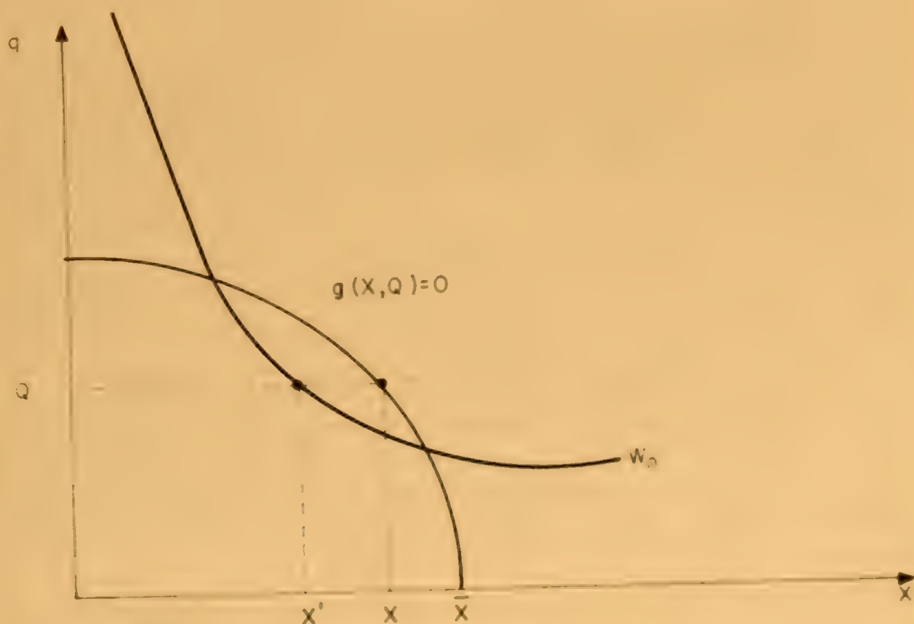
Gráfico 3



do bem agregado, que, multiplicado pelo preço normalizado, é uma medida do custo de controle. Definimos portanto $C_c(Q_0) = \bar{X} - X_0$ sujeito a $g(X_0, Q_0) = 0$.

Para definirmos os custos de degradação, utilizaremos o conceito de variação compensatória da renda requerida pela variação na qualidade do meio ambiente do ponto máximo para um ponto Q considerado. Com a finalidade de facilitar a definição, vamos nos basear no Gráfico 4, que apresenta uma isoquanta W_0 qualquer de bem-estar social e a fronteira de possibilidades de produção $g(X, Q) = 0$. Neste gráfico, além de fazermos as mesmas simplificações do Gráfico 1, consideramos que o nível de consumo $X = 0$ corresponde ao nível de subsistência, e não propriamente àquele em que não há qualquer consumo do bem agregado X. Com isto, estamos admitindo que as isoquantas de bem-estar social convergem assintoticamente ao eixo $\overline{OQ}$ quando $X \rightarrow 0$, ou seja, não existe qualquer nível finito de qualidade ambiental Q ao qual a sociedade seja indiferente em relação ao nível mínimo de subsistência. Assim, se o nível de bem-estar social é W_0, para estar em um nível de qualidade ambiental Q

Gráfico 4



a sociedade exige como compensação exatamente X' para manter o mesmo nível de satisfação W_0. Esta variação compensatória na renda pode ser a medida do custo de degradação ambiental associado ao ponto de qualidade Q quando o nível de bem-estar social é W_0. Formalmente, temos:

$$C_D(W_0, Q) = X'$$

$$\text{sujeito a } W(U_1(X_1', Q), \ldots, U_n(X_n', Q)) = W_0$$

Observe-se que na definição acima não se fazem as simplificações do Gráfico 4.

Com estas duas definições – $C_C(Q)$ e $C_D(W, Q)$ –, podemos mostrar a equivalência do problema que minimiza a soma dos custos de controle com os de degradação, ou seja, a versão "generalizada" do problema 2, com o problema 1. Observe-se que a maximização no nosso caso é determinada pela escolha ótima de Q e de W, e não apenas de Q, como no problema 2. Evidentemente, o ótimo deste problema (a partir de Q e W) deve ser tal que a isoquanta W_0 seja tangente à fronteira $g(X, Q) = 0$ e, portanto, tal que $X = X'$.

Para tornar mais intuitiva, apresentamos a solução em etapas, começando com W_0 fixo, caso em que o problema é minimizar em Q a soma $C_C(Q) + C_D(Q)$, ou seja:

$$\underset{Q,\, X,\, X'}{\text{Minimizar}} \ \overline{X} - X + X'$$

$$\begin{aligned} \text{sujeito a } & g(X, Q) = 0 \\ & X' \leqslant X \\ & W(U_1(X_1', Q), \ldots, U_n(X_n', Q)) = W_0 \end{aligned}$$

e cuja solução é a seguinte: [6]

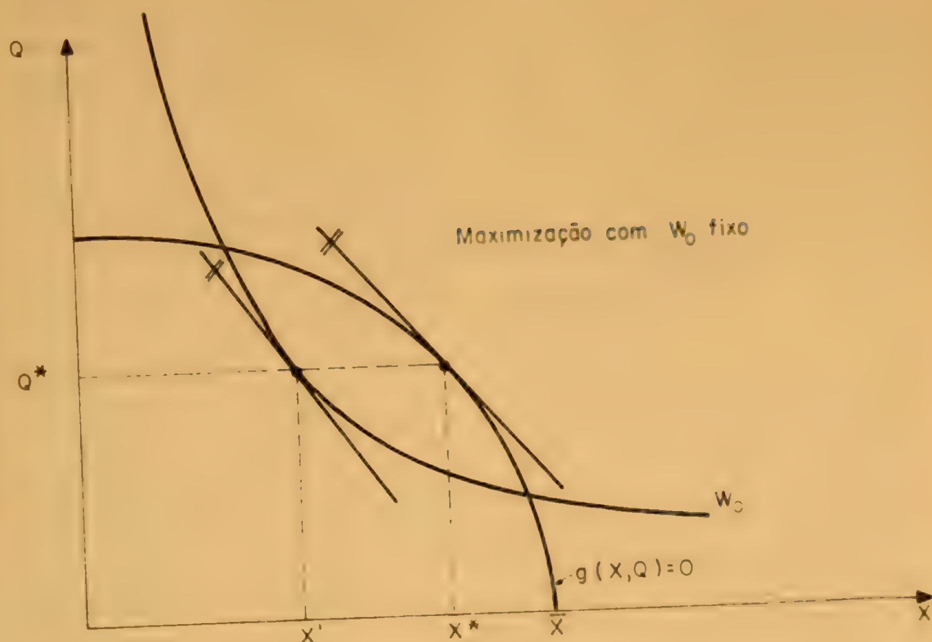
$$\frac{g_Q}{g_X} = \sum_{i=1}^{n} \frac{\partial U_i/\partial Q}{\partial U_i/\partial X_i'}$$

onde $g_Q = \partial g/\partial Q$ e $g_X = \partial g/\partial X$.

Esta condição, apresentada no Gráfico 5, implica que a escolha ótima de Q é tal que a tangente à isoquanta W_0 no ponto (X'^*, Q^*) seja paralela à tangente à fronteira g no ponto ótimo (X^*, Q^*). Observe-se que esta condição é quase igual à do problema 1; a diferença é que a tangência a g se dá no ponto X, enquanto que a tangência a W_0 se dá em

[6] Para o leitor interessado no desenvolvimento lagrangeano, ver Margulis (1983).

Gráfico 5



X', o que ocorre em virtude do fato de que W_0 nesta primeira etapa foi considerada fixa (logo, a escolha deu-se apenas em Q). É de se esperar, portanto, que maximizando também em W a isoquanta ótima se desloque até tangenciar a fronteira g (condição de Kuhn-Tucker), levando X a coincidir com X' e, portanto, fazendo com que a condição de ótimo aqui seja idêntica à do problema 1.

Permitindo que o nível de referência de bem-estar W_0 seja também escolhido de maneira ótima, o problema é:

$$\underset{Q,\, W_0}{\text{Minimizar}} \quad C_D(W_0, Q) + C_C(Q)$$

cuja solução é idêntica[7] à do problema 1:

$$\frac{g_Q}{g_X} = \sum_{i=1}^{n} \frac{\partial U_i / \partial Q}{\partial U_i / \partial X_i}$$

[7] O desenvolvimento deste lagrangeano também está em Margulis (1983).

Até este ponto mostramos que, definindo adequadamente custos de controle e de degradação, o problema que procura maximizar o bem-estar social equivale ao que procura minimizar os custos de meio ambiente, ou seja, a soma dos custos de controle com os de degradação. Resta-nos analisar a aplicação prática destes resultados, que no nosso caso foi feita a partir da interação com o MOCAM.

O objetivo do MOCAM é atender a um nível exógeno D de demanda, determinando a alocação de entrada e de operação das minas que minimiza os custos totais de produção. Supondo, simplificadamente, que existem apenas duas minas, a função-objetivo do MOCAM é:

$$\text{Minimizar } C_1S_1 + C_2S_2$$

$$\text{sujeito a } S_1 + S_2 = D$$

onde C_i é o custo de produção das minas $(i = 1, 2)$ e S_i é o nível de produção das minas $(i = 1, 2)$.

Observe-se que o modelo, na formulação acima, pode levar a uma solução que não coincide com aquela que maximiza o bem-estar social W, pois os custos C_i de produção não levam em conta os custos de controle e de degradação ambiental, os quais, se forem incluídos, fazem com que o modelo esquemático passe a ser:

$$\text{Minimizar } C_1'S_1 + C_2'S_2$$
$$\text{sujeito a } S_1 + S_2 = D \text{ e } g(X, Q) \leqslant 0$$

onde $C_i' = C_i +$ custos de meio ambiente das minas $(i = 1, 2)$ e $g(X, Q)$ é, como discutido anteriormente, a fronteira de possibilidades de transformação do bem agregado X em Q. Observe-se, entretanto, que agora a variável Q influencia C_1' e C_2', de modo que a segunda restrição tem sentido.

Para mostrar como a utilização do MOCAM com estes custos nos permite fazer inferências sobre o ótimo social, observamos inicialmente que na prática existem padrões ambientais que supostamente tenham sido determinados a partir da maximização do bem-estar social levando em conta os aspectos ambientais. [8] Assim, supondo que o padrão de qualidade

[8] Esta hipótese é extremamente simplificadora, pois nos permite não tratar diretamente da escolha ou do estabelecimento de Q. A única maneira de realmente chegarmos ao ótimo a partir do MOCAM seria incorporar a ele os custos de degradação ambiental, embora com isso nos deparássemos com sérios problemas de medição, discutidos adiante. Por outro lado, na prática, os órgãos de meio ambiente "negociam"

de meio ambiente Q_L dado exogenamente seja igual a Q^*, infere-se, da segunda restrição do problema, que o valor ótimo de X também é conhecido.

Observe-se agora a relação $X_p + C_c + X = \overline{X}$, onde $\overline{X}$ é a dotação inicial e X_p, C_c e X são os totais a serem gastos na produção de carvão, no controle ambiental e no consumo dos demais bens da economia, respectivamente. Nos problemas 1 e 2 apresentados anteriormente (maximização do bem-estar social e minimização dos custos de meio ambiente), X_p era fixo, pois a demanda era dada exogenamente e só se considerava "uma mina", uma vez que não se levou em conta que diferentes alocações de minas forneceriam diferentes custos de produção. Com a qualidade ambiental dada *a priori* ($Q^* = Q_L$), o custo de degradação (C_D) é exógeno e, pela equivalência mostrada do problema 1 com o problema 2, a solução de maximizar o bem-estar social (ou maximizar X) é a mesma que a de minimizar C_c. Observe-se, finalmente, que o MOCAM é apenas uma extensão do problema 2 acima para considerar mais de uma mina, quando então X_p passa a ser variável, na medida em que o modelo pode escolher a mina de menor custo de produção e a minimização será conjunta com a minimização dos custos de controle pela dependência destes com as minas. Assim, o MOCAM, que leva em conta os aspectos ambientais, equivale ao problema de maximização do bem-estar social, desde que suponhamos que os padrões ambientais coincidem com o verdadeiro valor de Q^* (ou estão "satisfatoriamente próximos dele").

A medição dos custos de controle (C_c) é relativamente simples, feita obviamente a partir dos custos tecnológicos (que supomos corresponder exatamente a quanto a sociedade está disposta a abrir mão do consumo de bens). Os custos de degradação, por outro lado, são de quantificação quase impossível. Nosso procedimento foi o de tentar avaliar C_c para as variáveis em que existem os padrões ambientais (como, por exemplo, poluições hídrica e atmosférica) e medir os custos de degradação para o caso de saúde e segurança dos mineiros. Evidentemente, estas medições dão-se por um critério econômico que não será necessariamente único.

os padrões de qualidade que devem ser atingidos, levando em conta uma série de fatores locais, inclusive da própria economia da atividade poluidora. Este mecanismo, apesar de menos rígido que um padrão nacional, por exemplo, pode de fato levar a níveis de qualidade ambiental bastante distintos do que seria socialmente desejável. Este é um aspecto que reconhecemos como uma séria limitação das medições aqui feitas.

A justificativa para havermos quantificado estes aspectos é unicamente a de que, caso não haja nenhuma estimativa deles, o custo social da tonelada média produzida fornecido pelo modelo matemático certamente estará subestimado. Estamos certos, contudo, de que as próprias medições são questionáveis, uma vez que elas jamais levam em conta efeitos psicológicos, bem como é impossível atribuir-se qualquer recompensa à própria vítima, somente a seus descendentes.

Finalmente, é interessante salientar que o custo para implantar medidas de controle simultâneo à atividade, de modo a atender à legislação do meio ambiente, é quase sempre menor que o custo de recuperação posterior. A prática, entretanto, mostra ser esta última muito mais freqüente, o que deve ser encarado simplesmente como uma ineficiência econômica, pois a empresa mineradora prefere não assumir sozinha o custo do controle e sim dividir com toda a sociedade o custo da degradação ambiental.

3 — Resumo das principais questões ambientais decorrentes da produção de carvão mineral

Nesta seção descrevemos sumariamente as principais questões de meio ambiente que ocorrem nas diversas atividades envolvidas na produção do carvão mineral. Dado o objetivo do trabalho, buscaremos tão-somente descrever os processos de contaminação dos recursos hídricos e as técnicas básicas de controle sugeridas, pois seu entendimento é importante para as avaliações quantificadas feitas posteriormente. Uma descrição da situação brasileira por estados e por bacias hidrográficas pode ser encontrada em Margulis (1983) e World Coal Study (1980). Dedicamos também uma seção específica às questões de saúde dos mineiros, que são afetas às de meio ambiente, por terem sua origem básica na poluição do ar dentro das minas.

3.1 — Mineração

Os impactos ambientais causados pela mineração do carvão dependem fundamentalmente do tipo de exploração utilizada, notadamente do fato de ela ser subterrânea ou a céu aberto. Os principais problemas referem-se à poluição hídrica e às alterações produzidas nos solos (a poluição atmosférica nesta etapa do ciclo do carvão pode ser considerada desprezível).

A poluição hídrica decorrente da mineração representa, juntamente com a disposição dos rejeitos e as águas negras do beneficiamento, o problema mais sério dentre todos os associados à produção de carvão no Brasil. A principal forma de poluição química é a drenagem ácida, que constitui perigo tanto nas minas em operação como nas desativadas, a céu aberto ou subterrâneas. Resumidamente, segundo a CETESB (s. d.): "A drenagem ácida das minas resulta da passagem da água através da mina onde a pirita está exposta à ação da oxidação do ar, água e bactérias. O carvão e as rochas das camadas vizinhas enterradas no solo contêm enxofre sob a forma de vários compostos. No processo de mineração, os materiais contendo enxofre são removidos e expostos ao ar e à umidade, resultando na oxidação do sulfeto para sulfato ferroso e ácido sulfúrico". Após uma seqüência de reações químicas, "todo o enxofre, a princípio presente em uma forma insolúvel, está agora dissolvido no corpo receptor como ácido sulfúrico". O baixo pH destas águas tende ainda a dissolver e, em conseqüência, a arrastar os metais pesados, como o ferro, o alumínio, etc., que, juntamente com os ácidos, têm efeitos danosos muito severos, pois são tóxicos à vida aquática, tornam as águas inapropriadas para uso doméstico, agrícola e, eventualmente, industrial (o conteúdo ácido tem efeito corrosivo em equipamentos metálicos).

O tratamento da drenagem ácida consiste basicamente na neutralização do pH da água com cal e na sedimentação dos sólidos, com a utilização da água tratada nas plantas de beneficiamento ou descarte nos rios.

No caso da mineração a céu aberto, o esquema de lavra adotado no Brasil, que não prevê as mínimas medidas de proteção ambiental, implica uma emissão ainda maior de sólidos para os recursos hídricos. Isto decorre do fato de o material estéril, originalmente encoberto pela camada de solo, ser amontoado em imensas pilhas completamente expostas, ficando sujeito à erosão, ou seja, arraste de sólidos. O controle desta poluição consiste na compactação destas pilhas com posterior recobrimento com o solo original, o que minimiza tanto a poluição hídrica como os impactos causados à estética da região.

Outros problemas decorrentes da mineração a céu aberto, e que são de difícil controle e avaliação em termos econômicos, são a interrupção no uso da terra, a expulsão da fauna, a destruição da flora e/ou florestas locais e a perda da atividade agrícola. Na mineração subterrânea, o principal impacto causado aos solos é a subsidência, ou seja, a queda das camadas deixadas vazias pela lavra, o que causa problemas para o futuro aproveitamento dos solos e danifica as estruturas já existentes, além de alterar a drenagem natural.

3.2 — Beneficiamento

Os problemas de poluição atmosférica decorrentes do beneficiamento do carvão também podem ser considerados desprezíveis, sendo a poluição hídrica o mais sério. O mecanismo que a propicia é o simples descarte final das águas de lavagem nos rios onde elas são captadas, conferindo-lhes características semelhantes às das águas de drenagem ácida. Dependendo do processo de beneficiamento utilizado, e principalmente do sistema de recuperação de finos, as águas de lavagem podem trazer grandes quantidades de sólidos em suspensão. O problema é ainda agravado, em geral, pelo grande consumo de água das unidades de beneficiamento.

Tanto a descarga ácida quanto o problema dos sólidos em suspensão podem ser evitados com a utilização da água em circuito fechado. O tratamento é semelhante ao da drenagem ácida, ou seja, correção do pH da água residuária com cal e uso de espessadores para sedimentação dos sólidos, possibilitando a recirculação das águas clarificadas para o processo. Esta tecnologia é amplamente conhecida, não demanda grandes investimentos adicionais, permite o cumprimento de legislações bastante rigorosas (nos Estados Unidos a carga poluidora das plantas de beneficiamento deve ser nula) e possibilita uma redução de cerca de 75% no volume de água limpa captada. Este procedimento é convencional no beneficiamento de diferentes minérios em praticamente todos os países desenvolvidos.

3.3 — Disposição dos rejeitos do beneficiamento

Como já salientado, a disposição dos rejeitos da mineração e do beneficiamento do carvão constitui um dos maiores problemas ambientais associados à sua produção no Brasil. É fácil compreender este fato porque, no processo de beneficiamento, quanto mais o carvão é tratado, maior será a quantidade de substâncias minerais contidas nos rejeitos, principalmente ferro e enxofre, elementos precursores das ocorrências de poluição hídrica e atmosférica.

A poluição atmosférica nesta atividade decorre essencialmente da combustão espontânea do material carbonoso dos rejeitos do beneficiamento, que é função de diversos elementos, notadamente da presença de oxigênio e de umidade, da temperatura e da composição do material. As substâncias

emitidas são principalmente óxidos de enxofre, nitrogênio e carbono, material particulado e hidrocarbonetos.

Além de pouco utilizados, os métodos de controle são ineficientes e caros, em face da dispersão geográfica das áreas de disposição dos rejeitos, o que torna o problema bastante sério, porque em geral atinge as cidades próximas a estas áreas, com intensidade que depende da dispersão dos poluentes no ar, da distância e das condições meteorológicas. As técnicas básicas de prevenção são o nivelamento, a compactação e o recobrimento do material, minimizando o contato com o ar e a água (isto é, a possibilidade de combustão) e o efeito sobre o aspecto estético.

Um dos impactos que ainda gera certa polêmica quanto aos seus efeitos, mas que certamente decorre das emissões da combustão espontânea, são as chuvas ácidas, que podem reduzir o pH dos recursos hídricos (que ao atingir certos níveis pode ser insuficiente para a sobrevivência de organismos vivos), produzem efeitos danosos na folhagem, diminuem a disponibilidade de nitrogênio do solo, causam alterações na germinação de sementes, etc. Estes efeitos nos solos são mais ou menos intensos conforme sua natureza ácida ou alcalina.

Com relação à poluição hídrica, que pode decorrer da disposição dos rejeitos da lavagem do carvão, o problema é semelhante ao dos rejeitos da mineração a céu aberto. Os efeitos são essencialmente os mesmos que os da drenagem ácida, embora as concentrações da lixívia dos rejeitos sejam maiores que as da mineração. A contaminação dos rios e/ou do lençol de água subterrâneo decorre da presença de ferro na lixívia, além do ácido sulfúrico originado da oxidação da pirita pelo ar, água e bactérias. A compactação dos rejeitos, o recobrimento do material e a posterior revegetação da área utilizada para evitar a combustão espontânea também são técnicas básicas adotadas no controle da poluição hídrica nesta etapa.

Deve-se salientar aqui que os baixos teores de matéria carbonosa por material minerado originam, no Brasil, uma fração de rejeitos do lavador de até 2/3 do total alimentado, além de outros 10% serem de lama do lavador, que, depois de decantada na bacia, também é rejeitada ou aproveitada em coquerias locais. Nos principais países produtores de carvão, a fração de rejeitos do lavador não chega em geral a 1/3 e, além disso, dada a melhor qualidade do carvão destes países, grande parte não é beneficiada, indo diretamente para o consumo. Com isto, são necessárias grandes áreas para disposição dos rejeitos e, mesmo que se façam os trabalhos de "preservação ambiental", perde-se parte da produtividade das terras e degrada-se, ao menos parcialmente, a estética destas áreas.

3.4 — Saúde dos mineiros

Com relação à saúde dos mineiros, devemos ressaltar inicialmente a falta de dados e de conhecimento de alguns aspectos técnicos envolvidos. Não são bem conhecidos os índices de incidência das doenças, bem como a interdependência (efeito sinérgico) entre elas (problemas respiratórios, cardíacos, cânceres de pulmão e estômago, hipertensão e surdez), além de não se dispor de uma avaliação precisa sobre os efeitos dos elementos radioativos e das poeiras de carvão e sua relação com os cânceres de pulmão e estômago, entre outros. De qualquer modo, o problema indubitavelmente mais sério das minas de carvão é a poeira das escavações, o que propicia uma maior incidência das doenças respiratórias, podendo-se mesmo colocar todas as outras em segundo plano.

Por motivos evidentes, a dimensão do risco e da incidência das doenças e acidentes é extremamente maior no caso da mineração subterrânea do que naquela que é feita a céu aberto. Em função disto, muito mais atenção vem sendo dada à questão das minas subterrâneas, que adicionalmente empregam cerca de 95% dos mineiros no Brasil.

As partículas das poeiras das minas [9] podem prejudicar o funcionamento dos pulmões quando inaladas em grande quantidade ao longo do tempo, e a exposição contínua durante os anos de trabalho produz uma irritação mais ou menos constante no trato respiratório superior. A falta de ar também é significativa, mesmo entre os mineiros que não apresentam evidência de pneumoconiose ao raio X. Todos os pesquisadores acreditam que esta falta de ar é relacionada com uma doença broncopulmonar obstrutiva crônica não específica.

As pneumoconioses [10] são doenças ocupacionais mais graves produzidas pela aspiração contínua e prolongada de poeiras, que se acumulam nos pulmões, provocando reação tissular. [11] A pneumoconiose dos trabalhado-

9 As poeiras das minas são compostas de proporções variadas de carvão, quartzo, mica, caulim, óxidos de ferro e alumínio e outros elementos em menores concentrações.

10 Para uma discussão mais detalhada do assunto, ver Office of Technology Assessment (s. d.) e *Jornal de Pneumologia*, 7 (2), jun. 1981.

11 "Todas as poeiras das minas — das quais a do carvão é a mais proeminente — são classificadas em respiráveis ou não respiráveis, de acordo com seu tamanho. Em geral, é aceito que somente as menores partículas (menores que 5μ em tamanho) são respiráveis, ficando retidas nos alvéolos e causando pneumoconiose, enquanto as maiores (poeiras não respiráveis) não penetram nos alvéolos e, por isso, parece que não causam a doença".

res das minas de carvão (PTMC), que é a que nos interessa, tem evolução lenta e sem regressão. Após um período de exposição de cerca de 10 a 15 anos, já aparece uma acentuada relação de "dose-resposta".

Os diferentes estágios da doença são classificados em categorias conforme a gravidade, sendo a sintomatologia, portanto, variada, indo desde um exame clínico praticamente normal, eventualmente associado à bronquite crônica ou à chamada asma dos mineiros (categoria 1), até aos tipos A, B, ou C, com queda do estado geral, apatia, emagrecimento, diminuição da força muscular e dispnéia aos médios e pequenos esforços. Nas fases finais da doença (fibrose maciça), o paciente encontra-se em estado grave, obrigado a permanecer no leito sob oxigênio constante, totalmente debilitado.

A incidência da PTMC varia conforme a composição geológica do solo e o tipo de mineração empregada, tendo a crescente mecanização das minas de subsolo gerado maior quantidade de poeiras finas, aumentando a incidência da doença. Além da sensibilidade individual, que tem papel importante no seu aparecimento, sabe-se também que o tipo de atividade exercida pelo trabalhador (furador, foguista, ajudante, eletricista, etc.) e o tempo de exposição às poeiras são fatores preponderantes na incidência da doença. O tempo médio do aparecimento para furadores e operadores de máquinas, por exemplo, é de apenas cerca de cinco anos. Percentualmente, a incidência de PTMC varia de 2% em regiões da Grã-Bretanha a 15% em regiões da Alemanha, França e Iugoslávia, enquanto no Brasil esta taxa é de cerca de 5 a 8%.

Para controle e prevenção da PTMC, o método mais eficiente parece ser a aspersão de água nas máquinas formadoras de pó, como cortadeiras, perfuratrizes, etc. Nos Estados Unidos existem padrões federais de ventilação nas galerias, exigência de aspersão de água, monitoramento de metano e poeira, além de um padrão de poeira de 2 mg/m³. A situação brasileira neste particular encontra-se bastante aquém do desejado, podendo-se atribuí-la tanto à falta de preocupação dos mineradores quanto à própria falta de conhecimento dos mineiros a respeito dos riscos a que estão sujeitos, aliada à necessidade de melhores salários.

4 — Avaliações quantitativas

Os valores aqui estimados referem-se aos custos de controle necessários para que se atinjam padrões ambientais considerados "aceitáveis" pela socie-

dade. Este é um procedimento usual na literatura, mas que quase certamente não leva a níveis ótimos de qualidade ambiental e de produção de carvão do ponto de vista de maximização do bem-estar social (ver Seção 2).

Lembramos que o objetivo deste trabalho é identificar, através da interação com o MOCAM, apresentado resumidamente na Introdução, a parcela dos custos de produção de carvão mineral que representa os custos ambientais. Alguns resultados da "rodada" do modelo com os dados sobre meio ambiente e saúde e segurança dos mineiros são apresentados de forma resumida no final desta seção.

Os aspectos de meio ambiente sobre os quais se tentou fazer avaliações quantificadas são em número de quatro: o primeiro diz respeito aos custos da mineração a céu aberto a ser feita futuramente, de modo a resguardar os padrões ambientais; o segundo refere-se aos custos do beneficiamento, também atendendo àqueles padrões, sendo seus subitens a disposição dos rejeitos e o tratamento da drenagem ácida; o terceiro refere-se à poluição já gerada, com o levantamento dos custos de recuperação das áreas cobertas com rejeitos de mineração a céu aberto e de beneficiamento; e, finalmente, o quarto aspecto refere-se ao custo de "recuperação e controle" da saúde e segurança dos mineiros.

As questões da saúde da população local, da estética das áreas de mineração e dos diversos impactos sócio-econômicos sentidos pelas comunidades locais, como conseqüência da degradação da qualidade ambiental, representam também custos sociais que devem ser atribuídos à produção de carvão mineral. Na execução do trabalho tentamos quantificar alguns destes itens, embora os dados disponíveis não possuíssem uma dose razoável de confiabilidade, além do fato de todos os valores a que chegamos serem de segunda ordem, em comparação com aqueles obtidos para os outros itens aqui apresentados. Em função disto, optamos por não considerar estes custos, acreditando que eles não representam de fato uma parcela de peso nos custos de degradação associados à poluição gerada na produção de carvão.

As quantificações envolvem uma série de dificuldades ligadas a aspectos até mesmo subjetivos sobre como medir os impactos, particularmente os referentes às questões de saúde e segurança dos mineiros. Alguns dos dados apresentados são bastante detalhados, com custos explicitados item a item, e outros são estimativas baseadas em bibliografia internacional, outros ainda provêm de contatos diretos mantidos com técnicos da área. De

qualquer modo, percebe-se uma disponibilidade bastante limitada de dados, o que não surpreende, tendo em vista tratar-se de um assunto que somente agora recebe a atenção devida. Adicionalmente, os custos de mineração, beneficiamento e, principalmente, recuperação de áreas abandonadas variam muito entre as regiões, minas e lavadores. Assim, os custos que levantamos tentam ser típicos e significativos para a média dos casos ocorrentes, podendo não ser nada realistas para situações particulares.

Os valores são apresentados em dólares constantes, que é a unidade utilizada pelo modelo. As conversões de cruzeiros para dólares foram feitas em julho de 1983, com o dólar considerado ao câmbio oficial. Também foi considerada a atualização do dólar pelo Índice de Preços por Atacado dos Estados Unidos, ano-base de 1975.

4.1 — Mineração a céu aberto com recuperação paralela

Entende-se por recuperação paralela o transporte do solo de uma frente de mineração para uma de recuperação, em geral no corte precedente,[12] seguido de recomposição topográfica e nivelamento do terreno (*grading*), recuperação do solo (calagem e adubação) e revegetação.

O valor adotado (de US$ 1.00/t de ROM) foi adaptado a partir dos resultados de Misiolek e Noser (1982) para condições semelhantes às típicas do Brasil, coincidindo aproximadamente com aquele encontrado no trabalho pioneiro feito no Brasil por Klippel (s. d.). Misiolek e Noser relatam uma simulação, em computador, dos custos de recuperação paralela do carvão na mineração a céu aberto e tomam como parâmetros básicos a espessura da cobertura e do veio de carvão, além da produção anual da mina. Para ajustar os resultados ao caso brasileiro, baseamo-nos nos valores de US$ 0.81/t de ROM ou US$ 23,627.00/ha referentes ao estado do Colorado, cujos carvões têm características semelhantes aos das nossas grandes reservas a céu aberto.[13] Considerando-se que a espessura típica

12 Supõe-se que o manuseio do material estéril (*overburden*) esteja incluído no custo de mineração.

13 Capeamento de 47 pés, veio de carvão de 6,7 pés, produção anual de 2 x 10^6 t de ROM — comparáveis com os 45 pés de capeamento e 5.25 pés de veio de carvão tipicamente encontrados no Brasil. Ver *Informativo Anual da Indústria Carbonífera*, Brasília, jul. 1982 e jul. 1983.

do veio de carvão em Candiota é de 5,25 pés, inferior aos 6,7 pés do carvão do Colorado, ajustamos o custo para US$ 1.03/t de ROM.

Ilustrativamente, os custos operacionais de mineração a céu aberto adotados pelo MOCAM variam de US$ 4.50/t de ROM a US$ 16.00/t de ROM, o que significa que o atendimento aos padrões ambientais pode aumentar os custos operacionais em mais de 20%.

4.2 — Beneficiamento

Existem quatro aspectos distintos a considerar na avaliação dos custos associados ao beneficiamento: o primeiro é o custo do fechamento dos circuitos dos lavadores atualmente existentes; o segundo refere-se ao acréscimo do custo operacional de beneficiamento gerado pelo fechamento do circuito; o terceiro é o custo operacional adicional de uma disposição "cuidadosa" dos rejeitos do beneficiamento; e o quarto aspecto relaciona-se com o custo do tratamento da drenagem ácida, que, apesar de não se referir diretamente ao beneficiamento, é aqui abordado em virtude do fato de geralmente ser feito junto com o das águas de lavagem.

Nossa estimativa sobre este item baseia-se essencialmente em um trabalho da Internacional de Engenharia S. A. (1983), que estuda separadamente o tratamento dos efluentes líquidos (incluindo o fechamento dos circuitos e o tratamento das águas de lavagem, de drenagem de mina e das pilhas de carvão) e a disposição "adequada" dos rejeitos sólidos do beneficiamento.

Adotamos, entretanto, uma avaliação diferente para os custos de investimento para fechamento dos circuitos, uma vez que os próprios autores reconheceram, em comunicação privada, que os valores estão subestimados. Estimamos que os investimentos necessários ao fechamento do circuito dos lavadores já existentes seria de US$ 17.5 milhões, que correspondem a cerca de 10 a 15% do investimento por capacidade de operação, tendo como referência os contatos diretos mantidos com a CIENTEC e os dados contidos em FINEP (1981), no *Informativo Anual da Indústria Carbonífera* (1982 e 1983) e no trabalho da Internacional de Engenharia S. A. (1983). Tomando uma vida útil de 10 anos e uma produção anual estimada de 16.400.000 t de ROM em Santa Catarina, chegamos a um investimento equivalente de US$ 0.16/t de ROM e a um acréscimo no custo operacional de beneficiamento de US$ 0.36/t de ROM. Quanto à dispo-

sição dos rejeitos sólidos, o investimento anualizado, admitindo a vida útil de 13 anos, é de US$ 0.02/t de ROM, com um custo operacional de US$ 0.08/t de ROM.

Resumindo nossa estimativa, o custo total de meio ambiente no beneficiamento é de US$ 0.62/t de ROM, o que corresponde a um máximo de 60% dos custos totais de beneficiamento.

4.3 — Recuperação das áreas cobertas com rejeitos (poluição já gerada)

Nesta subseção são apresentadas duas situações com custos distintos, ou seja, a recuperação das áreas cobertas com rejeitos da mineração a céu aberto e da pré-lavagem. Os rejeitos da mineração são principalmente pedras grandes e pesadas colocadas em pilhas de altura extremamente variável ou preenchendo antigas cavas de mineração, quando então não alteram tanto a topografia da área. Os rejeitos do beneficiamento são formados apenas por material de pequena granulometria e apresentam o inconveniente de se localizarem em áreas até mesmo afastadas dos lavadores, inclusive em regiões urbanas.

As estimativas conhecidas [14] da área coberta com os rejeitos em Santa Catarina apresentam alguma discrepância entre si. Adotaremos aqui os valores estimados pela FATMA (que é a secretaria do meio ambiente daquele estado), que calcula existirem ali 2.000 ha cobertos com rejeitos da mineração a céu aberto e 200 ha no Rio Grande do Sul, além de 1.000 ha e apenas 80 ha cobertos com rejeitos do beneficiamento nos dois estados, respectivamente.

As estimativas dos custos de recuperação das áreas com rejeitos da mineração a céu aberto não são discutidas em detalhe nas referências internacionais. Contatos informais com os pesquisadores de quatro instituições envolvidas com a questão (CRM, IESA, CIENTEC e ECP) indicaram que estes custos devem ser de duas a quatro vezes aqueles relativos à recuperação simultânea. Conservadoramente, adotamos a menor destas estimativas (US$ 2.00/t de ROM), que corresponde a US$ 10.000.00/ha (assumindo uma densidade de 20.000 t de ROM/ha). Assim, o custo total

14 Ver, por exemplo, Internacional de Engenharia S. A. (1983) e FATMA Engenheiros Consultores e Projetistas (s. d.).

de recuperação das áreas cobertas com rejeitos da mineração a céu aberto no Brasil é estimado em cerca de US$ 88,000,000.00, dos quais US$ 80,000,000.00 referentes ao estado de Santa Catarina.

Quanto aos custos de recuperação das áreas cobertas com rejeitos do beneficiamento, a única estimativa encontrada foi a de um estudo-piloto da FATMA/Engenheiros Consultores e Projetistas (s. d.), que considera diferentes técnicas de controle e diferentes tipos de área (urbana, suburbana ou rural). O custo médio final obtido foi de US$ 7,400.00/ha, que, multiplicado pela estimativa de 1.080 ha a recuperar, fornece um custo fixo adicional de US$ 8,000,000.00, dos quais US$ 7,400,000.00 referentes ao estado de Santa Catarina.

4.4 — Recuperação e controle da saúde e segurança dos mineiros

Ressaltamos mais uma vez que os valores aqui apresentados são certamente subestimativas daqueles que seriam possíveis de se atribuir à saúde e à vida de uma pessoa. Além disso, nossa estimativa definitivamente *não* tenta captar estes valores, mas apenas fazer as medidas tradicionalmente empregadas na literatura, quais sejam, o valor da produção econômica que se perde, os custos de tratamento das diversas doenças e o salário-insalubridade pago aos trabalhadores. Como já salientado, a motivação para se proceder desta maneira é a constatação de que a alocação ótima de recursos no setor carbonífero poderá se alterar caso se considerem estes custos, bem como deverá aumentar o custo médio da tonelada produzida. Estamos certos de que o alcance destas medidas é bastante limitado, uma vez que, no caso da segurança dos mineiros, por exemplo, a consideração do incremento dos custos não será o único determinante da oção por uma tecnologia de mineração segura.

Outra motivação para o estudo e a avaliação quantificada das questões de saúde dos mineiros foi a de que ela nos parece afeta ao meio ambiente, pois tem sua origem básica na poluição atmosférica dentro das minas.

Tratando inicialmente apenas das questões de saúde, verificamos que há dois tipos de custos envolvidos. O primeiro é o salário-insalubridade pago, que é uma medida [15] de quanto a sociedade está disposta a pagar aos

[15] Supomos, em princípio, que não há grande poder de barganha da classe, de modo a "superestimar" os custos que aqui discutimos.

mineiros para que eles trabalhem nas minas, correndo riscos de saúde conhecidos (inclusive por eles). Este valor, que é aceito pelos mineiros, já está internalizado no custo da tonelada de carvão produzida. O segundo refere-se ao fato de que, independentemente do pagamento do salário-insalubridade, persistem as doenças pulmonares dos trabalhadores, que demandam um tratamento e têm um custo associado. É necessário analisar como é financiado o tratamento destas doenças — se pela previdência social, se pela empresa mineradora ou se pelo próprio trabalhador — para esclarecer se ele já está incluído no custo de mercado do carvão. De fato, é a previdência social que paga o tratamento de qualquer doença ou acidente de trabalho, desde que, como usualmente ocorre, o hospital a que se recorra tenha convênio com o INPS. É fácil perceber que os riscos incluídos na mineração de carvão são muito maiores que os das demais atividades profissionais, havendo portanto uma distorção no custo social da tonelada de carvão produzida, no sentido de que os setores com menores riscos de acidentes estão contribuindo para o tratamento da saúde dos mineiros e, portanto, "escondendo" parcialmente o verdadeiro custo social de se produzir carvão. Uma medida para esta distorção seria a diferença entre o custo do tratamento e a contribuição feita pelo trabalhador e pela empresa. Ela *não* está embutida no preço da tonelada de carvão e, portanto, deve ser adicionada ao salário-insalubridade para se obter uma medida dos custos sociais relativos à degradação da saúde dos trabalhadores.

A inclusão das questões de segurança nas quantificações deve-se unicamente, como já salientado, ao fato de que o salário-insalubridade reflete também o risco de acidente de trabalhar numa mina subterrânea, sendo impossível distinguir qual parcela do salário-insalubridade refere-se à saúde dos mineiros e qual diz respeito aos acidentes.

A medição da parte relativa ao salário-insalubridade é simples, mas devemos ressaltar que ele, por si, pode não refletir a disposição do trabalhador de incorrer em riscos, pois o que importa a ele é o salário total. De fato, nem existe o salário-insalubridade no Brasil, uma vez que ele foi aglutinado ao salário-base. Como, entretanto, a qualificação dos trabalhadores das minas subterrâneas que ganham o piso salarial é igual à de um trabalhador da construção civil que percebe um salário mínimo, decidimos considerar a diferença entre o piso salarial dos mineiros e um salário mínimo como sendo a medida do salário-insalubridade, que em outubro de 1983 foi de cerca de US$ 82.00. Fazendo a compensação para

o turno de trabalho dos mineiros, que é de seis horas, temos um valor de US$ 100.00/mês, equivalentes a US$ 0.57/t de ROM.[16]

Com relação aos custos de tratamento das doenças, não apresentaremos detalhadamente todos os cálculos e dados levantados. Apenas, ilustrativamente, podemos dizer que a metodologia consistiu em identificar as taxas médias de incidência das doenças e acidentes e multiplicá-las pelos respectivos custos médios de tratamento. Os números a que assim chegamos foram de US$ 0.03/t de ROM para os acidentes fatais,[17] US$ 0.12/t de ROM para os acidentes não fatais e US$ 0.08/t de ROM para as doenças pulmonares. Quanto às contribuições feitas à previdência social, pela empresa e pelo trabalhador, nossa estimativa é de US$ 0.15/t de ROM.[18]

Sumariando, temos que o valor que atribuímos ao custo social da degradação da saúde dos mineiros nas minas subterrâneas é de US$ 0.80/t de ROM (US$ 0.57/t de ROM da insalubridade mais US$ 0.23/t de ROM associado ao tratamento das doenças). A contribuição feita à previdência social é de US$ 0.15/t de ROM e já estava internalizada no modelo, bem como o salário-insalubridade.

5 — Análise dos resultados

Inicialmente, sumariamos os valores relativos aos aspectos de meio ambiente adotados na interação com o MOCAM. Os custos operacionais da

16 Usando os dados do DNPM [ver *Informativo Anual da Indústria Carbonífera* (1982 e 1983)], em 1982 o número de trabalhadores das minas subterrâneas era de 8.423 e a produção brasileira foi de 19.103.980 t de ROM. Multiplicando então os US$ 100.00/mês por 13 salários/ano e o resultado por 8.423 mineiros, obtemos o total pago em salários-insalubridade: US$ 10,949,900.00. Dividindo este número pela produção do ano, obtemos o valor apresentado de US$ 0.57/t de ROM.

17 Os custos associados aos acidentes fatais são medidos usualmente pela perda da produção que a morte (ou a incapacitação total) do trabalhador acarreta; esta perda é feita multiplicando-se a vida útil residual do trabalhador pelo salário recebido. O sistema do INPS de compensação por acidentes fatais (ou incapacitação total), por exemplo, considera 6.000 dias como a vida útil residual do trabalhador. Usamos basicamente este procedimento e chegamos ao valor apresentado no texto.

18 Consideramos a contribuição de 8% do trabalhador e de 10% da empresa. Como o salário é de US$ 144.00/mês, temos uma contribuição anual de US$ 336.00/trabalhador. Multiplicando pelos 8.423 mineiros e dividindo pela produção de 19.103.980 t de ROM, chegamos ao valor apresentado de US$ 0.15/t de ROM.

mineração a céu aberto ficam aumentados em US$ 1.00/t de ROM, os de beneficiamento em US$ 0.62/t de ROM, as questões de saúde dos mineiros representam um custo de US$ 0.80/t de ROM e os custos de recuperação das áreas abandonadas somam US$ 96,000,000.00. Observe-se que, como a função-objetivo do modelo é a de minimizar custos, os custos fixos devem ser tratados exogenamente, pois não interferem na solução ótima, razão pela qual os custos de recuperação das áreas abandonadas não são medidos em dólares por tonelada.

Como os únicos aspectos de meio ambiente tratados neste trabalho referem-se aos módulos de mineração e de beneficiamento, é de se esperar que as alterações que eles causem à solução do modelo sejam perceptíveis praticamente apenas nestas etapas do ciclo do carvão. Por conseguinte, também, só nos parece interessante analisar aqui a variação percentual do total ótimo a ser gasto na produção do carvão, quando são comparadas a situação que leva em conta os aspectos do meio ambiente com aquela que não os considera, assim como eventuais alterações nas principais variáveis deste módulo do MOCAM. Com relação a estas últimas, salientamos que são todas praticamente desprezíveis, razão pela qual não serão aqui apresentadas.[19]

O total a ser gasto em mineração até o ano 2000 (horizonte de planejamento) fornecido pelo modelo é de US$ 3,264,179.00. A parcela de meio ambiente de todas as minas[20] corresponde a um total de US$ 317,025,000.00, ou seja, 9,71% do custo total de mineração. No beneficiamento, o gasto total é US$ 982,228,000.00, enquanto a parcela de meio ambiente é de US$ 136,573,000.00, correspondendo a 13,9%. A participação do meio ambiente no total da mineração e do beneficiamento é de 10,68%. Se incluirmos também os custos fixos (US$ 96,000,000.00) relativos à recuperação das áreas abandonadas — que não entraram no modelo —, a parcela total de meio ambiente passa a ser de 12,94%.[21]

A maioria dos trabalhos consultados chega a estimativas da parcela dos custos ambientais envolvidos na produção de carvão mineral discretamente

19 Em Margulis (1983), entretanto, são apresentadas detalhadamente as principais destas pequenas alterações.

20 US$ 1.00/t de ROM nas minas a céu aberto e US$ 0.80/t de ROM nas de subsolo, multiplicados pelas respectivas produções.

21 A parcela de meio ambiente (US$ 96,000,000.00 relativos à poluição gerada + US$ 317,025,000.00 da mineração + US$ 136,573,000.00 do beneficiamento) dividida pelo custo da produção (US$ 3,264,179,000.00 da mineração + US$ 982,228,000.00 do beneficiamento) dá o valor apresentado de 12,94%.

superiores às apresentadas acima. Dois fatores principais nos parecem conduzir a esta situação. O primeiro deles é que os padrões de saúde e segurança dos mineiros são bastante mais severos nos países desenvolvidos, o que traduz apenas o nível de bem-estar social mais elevado. Isto quer dizer, em relação à análise da Seção 2 (ver Gráfico 2), que a curva de custos de degradação no caso americano, por exemplo, está acima daquela que se verifica no caso brasileiro. Como os custos de controle são essencialmente os mesmos, é de se esperar que o ótimo no caso americano esteja num ponto de qualidade ambiental mais elevado (uma hipótese feita quando supusemos que o ponto da legislação coincide com o ótimo social). Neste caso, os custos de controle são mais elevados, mas os de degradação podem ser inclusive menores que no caso brasileiro. A diferença de valores associados à saúde (degradação + controle), de US$ 9.50/t de ROM no caso americano [ver OECD (1978)] para nossa estimativa de US$ 0.80/t de ROM, decorre então: *a*) do fato de que a curva de custos de degradação americana deve estar muito acima daquela que se verifica no caso brasileiro; *b*) do nível de preços de tratamento e assistência médica, que é obviamente muito mais elevado nos Estados Unidos, ou seja, internações, assistência médica, medicamentos são muito mais caros neste país (o que eleva os custos de degradação); e *c*) da deficiência, já salientada no trabalho, de não ter sido possível captar e medir todos estes efeitos, de modo que o valor a que chegamos no caso brasileiro deve estar subestimado. [22]

Outro fator que nos parece importante para justificar a discrepância entre os valores aqui apresentados e os da literatura é a abrangência do estudo. Por exemplo, os custos de controle associados à poluição atmosférica decorrente da mineração e da secagem térmica do carvão lavado e também os custos de degradação associados à subsidência foram aqui considerados de segunda magnitude e desprezados, enquanto Morgan *et alii* (1973) estimam que eles sejam cerca de US$ 2.80/t de ROM nos Estados Unidos.

Com relação aos itens de meio ambiente propriamente, a parcela dos custos ambientais em relação aos custos totais de produção do caso americano deve ser bastante parecida com a do caso brasileiro, pois as relações

[22] Pode-se levantar a hipótese também de que os padrões de saúde referidos no caso americano sejam excessivamente rigorosos, afastando-se do que seria socialmente ótimo e levando a uma elevação dos custos de degradação e/ou controle, que neste caso particular nos parece bastante plausível.

de custos ambientais e de custos de produção de ambos os países devem ser as mesmas, o que torna as parcelas de meio ambiente praticamente iguais. Juntando-se este fato à diferença observada nos custos associados à saúde e segurança dos mineiros, chega-se à discreta diferença entre as parcelas totais de meio ambiente no Brasil e nos países desenvolvidos.

Devemos salientar ainda um aspecto não abordado até este ponto, referente ao cumprimento dos padrões ambientais, considerados ótimos do ponto de vista econômico. Pode existir uma grande defasagem entre a adoção de todos os controles por parte dos mineradores e a satisfação dos padrões previstos. Em verdade, além do controle atual, é fundamental a recuperação das áreas abandonadas, responsáveis por grande parcela da poluição corrente. Os custos associados a esta recuperação são diluídos em um período, por exemplo, de 20 anos, como foi no nosso caso. Neste período de execução da recuperação, os custos de controle levantados não correspondem a um nível de qualidade ambiental ótimo. Uma maneira de medirmos os custos ambientais totais neste período é através dos custos de degradação, como se faz em Morgan *et alii* (1973), Pearce (1976) e Penner e Icerman eds. (1974). A medição destes custos é necessariamente subjetiva e quase sempre de confiabilidade questionável. Os itens incluídos neste rubrica são tipicamente os aspectos estéticos e a degradação da qualidade das águas, ficando excluídos aspectos como o impacto sobre a flora e a fauna locais, a perda da piscosidade, os impactos na saúde da população local atingida pela poluição (que foi aqui tentada mas considerada de segunda magnitude), etc.

A quantificação dos custos de degradação não foi feita aqui porque o levantamento das informações necessárias a estas medidas exigiria um novo porte do trabalho, bem como a pequena disponibilidade de dados tornar-se-ia quase certamente um impedimento a estas medidas. Como é fácil perceber, são bastante escassas as informações acerca da própria qualidade das águas locais, da qualidade do ar, da saúde da população local, das deficiências e do valor que as pessoas atribuem à qualidade do meio ambiente em que vivem, quais os consumidores potenciais das águas atualmente contaminadas, alterações observadas na microflora e fauna locais, etc.

Apesar de todas as deficiências e imprecisões apontadas, acreditamos que este trabalho seja uma tentativa de fazer uma avaliação das principais questões ambientais observadas na produção de carvão mineral para o caso brasileiro, e cujos resultados observados parecem coerentes com a bibliografia conhecida, feitas as ressalvas acima.

Bibliografia

ARROW, Keneth. *Social costs and individual values.* Cowles Comission Monograph, 12. 2.ª ed.; Nova York, John Wiley & Sons Inc., 1963.

BAUMOL, William J., e OATES, Wallace E. *The theory of environmental policy: externalities, public outlays and the quality of life.* Englewood Cliffs, Prentice-Hall, 1975.

Carvão de Pedra, Rio de Janeiro, *14* (70/71), jul./ago. 1982.

CETESB. *Controle de poluição em minas de carvão.* São Paulo, s. d.

CONTADOR, Cláudio R. *Avaliação social de projetos.* São Paulo, Atlas, 1981.

DE CICCO, Francesco M. G. A. F. *Brasil, 1980: estatísticas de acidentes do trabalho.* São Paulo, FUNDACENTRO, 1982.

DIAS, Artur C. *Recuperação de áreas mineradas.* (Trabalho apresentado no Congresso Brasileiro de Conservação do Solo, Brasília, 27-31 out. 1980.) Poços de Caldas, Alcoa Alumínio S. A., 1980.

DOYLE, William S. *Deep coal mining: waste disposal technology.* Park Ridge, New Jersey, Noyes Data Corporation, 1976*a*.

———. *Strip mining of coal: environmental solutions.* Park Ridge, New Jersey, Noyes Data Corporation, 1976*b*.

ENVIRONMENTAL PROTECTION AGENCY. *Processes, procedures, and methods to control pollution from mining activities.* EPA-430/9-73-011. Washington, D. C., out. 1973.

FATMA/ENGENHEIROS CONSULTORES E PROJETISTAS (ECP). *Avaliação ambiental da região carbonífera do estado de Santa Catarina.* Florianópolis, s. d.

FEUERSCHUETTE, Irmoto J. *O carvão nacional como matéria-prima para a indústria química.* Imbituba, Indústria Carboquímica Catarinense S. A., 1983.

FINEP. *Informações técnicas e econômicas preliminares para a elaboração de um modelo de otimização para o carvão mineral no Brasil.* Rio de Janeiro, maio 1981.

FUNDAÇÃO DE CIÊNCIA E TECNOLOGIA (CIENTEC). *Projeto conceitual de proteção ambiental — mina de Gravataí.* Porto Alegre, s. d.

Informativo Anual da Indústria Carbonífera, Brasília, jul. 1982 e jul. 1983.

INTERNACIONAL DE ENGENHARIA S. A. *Preservação do meio ambiente: relatório conceitual.* (Relatório preparado para o Sindicato Nacional da Indústria da Extração de Carvão — SNIEC, Diretoria de Santa Catarina.) Vol. 1. Rio de Janeiro, 1983.

Jornal de Pneumologia, 7 (2), jun. 1981.

KLIPPEL, Altair F. *Regeneração de solos em áreas mineradas a céu aberto nas jazidas Boa Vista e Shumaikal.* Porto Alegre, Companhia Riograndense de Mineração, s. d.

LEUSIN, João Carlos. *Minas do Leão I e II e mina do Iruí: preservação do meio ambiente.* Porto Alegre, Companhia Riograndense de Mineração, 1983.

LIN, William, *et alii.* Land reclamation and strip mined coal production in Appalachia. *Journal of Environmental Economics and Management, 3* (3) :236-52, out. 1976.

MARGULIS, Sérgio. *Impactos ambientais decorrentes da produção de carvão mineral — uma abordagem quantificada.* Texto para Discussão do Grupo de Energia, 18. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1983.

MISIOLEK, Walter, e NOSER, Thomas C. Coal surface mine land reclamation costs. *Land Economics, 58* (1) :67-85, fev. 1982.

MODIANO, Eduardo M., e TOURINHO, Octavio A. F. A economia do carvão mineral. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, *12* (1) : 51-86, abr. 1982.

MORGAN, M. Granger, *et alii.* The social costs of producing electric power from coal: a first-order calculation. *Proceedings of the IEEE, 61* (10) : 1.431-42, out. 1973.

OECD. *Steam coal, prospects to 2000.* Paris, 1978.

OFFICE OF TECHNOLOGY ASSESSMENT. *The direct use of coal: prospects and problems of production and combustion.* Washington, D. C., s. d.

PEARCE, D. W. *Environmental economics.* Londres, Longman, 1976.

PENNER, S. S., e ICERMAN, L., eds. *Energy, demands, resources, impact, technology and policy.* Vol. I. Reading, Mass., Addison Wesley Publ. Co., 1974.

PIATNICK, Slawomir. *Beneficiamento de carvões.* 1980.

RANDALL, Alan, *et alii.* Reclaiming coal surface mines in Central Appalachia: a case study of the benefits and costs. *Land Economics, 54* (4) : 472-89, nov. 1978.

Relatório do Grupo de Trabalho Interministerial criado pela Portaria n.º 330, de 16-3-1981. Vol. 1 e relatório final. Brasília, jun. 1981.

SIDDIQI, Toufig, e JAMES, David. Coal use in Asia and the Pacific: some environmental considerations. *Energy, 7* (3) :281-300, mar. 1982.

THUROW, Delmar. *Mina de Candiota, preservação do meio ambiente — reabilitação do meio ambiente.* Porto Alegre, Companhia Riograndense de Mineração, 1983.

UFRGS — Núcleo Interdepartamental de Estudos Ecológicos. *Estudos sobre o impacto ecológico da mineração e do beneficiamento do carvão na região sul do estado de Santa Catarina.* (Trabalho realizado em convênio com a FATMA de Santa Catarina.) Porto Alegre, jan. 1978.

VARIAN, Hal. *Microeconomic analysis.* Nova York, W. W. Norton & Co., 1978.

WORLD COAL STUDY (WOCOL). *Coal: bridge to the future.* Cambridge, Mass., Ballinger Publ. Co., 1980.

(Originais recebidos em maio de 1984. Revistos em dezembro de 1984.)

Notas sobre uma nova decomposição do índice de Gini *

José W. Rossi **

Neste artigo, a decomposição setorial do índice de Gini, recentemente proposta por Braulke (1983), é aplicada a dados de renda do Brasil. Os resultados obtidos indicam que tal decomposição é suficientemente precisa. Como o procedimento pressupõe distribuições de rendas setoriais do tipo Pareto, que certamente não se aplicam ao caso do Brasil, sugerimos que a fórmula seria provavelmente resistente a desvios dessa forma funcional.

1 — Introdução

Sabe-se já de algum tempo [*e. g.*, Bhattacharya e Mahalanobis (1967)] que o índice de Gini não pode ser decomposto nas desigualdades dentro dos grupos e entre os grupos; há um terceiro termo que indica o grau em que as rendas se superpõem nos vários grupos. Pyatt (1976), com a sua abordagem do jogo estatístico para a decomposição desse índice, contribuíra apenas para um melhor entendimento dessa dificuldade. Agora Braulke (1983) apresenta-nos uma outra decomposição do índice de Gini, mas que é derivada supondo-se distribuições de rendas setoriais do tipo Pareto.

Dado o fato de que a função de Pareto não é em geral uma boa especificação para a maioria das distribuições empíricas de renda (um bom ajustamento é geralmente obtido apenas para a cauda superior de tais distribuições), há a tentação em rejeitar-se a decomposição de Braulke sem quaisquer outras considerações. Assim, parece ser de algum interesse a revelação de que tal decomposição fornece resultados razoavelmente pre-

* Sou imensamente grato a um parecerista desta revista, tanto pelas sugestões apresentadas, como pelas várias correções feitas aos meus cálculos anteriores para as Tabelas 1 e 2. As correções relativas à Tabela 2 foram mais substanciais e conduziram-me, inclusive, a alterar algumas das minhas conclusões anteriores.

** Da Universidade Federal do Rio de Janeiro e do IBGE.

cisos, mesmo com dados de renda do Brasil, onde tem-se um apreciável segmento populacional com rendas baixas ou nulas.[1] A próxima seção preocupa-se justamente com tal aplicação e a Seção 3 apresenta comentários gerais.

2 — Aplicação para dados de renda do Brasil

A decomposição de Braulke para uma economia com dois setores é a seguinte:

$$G = \frac{c^2 b}{k} \frac{(1 - a_1)}{1 + a_1} + \frac{(1 - c)^2}{k} \frac{(1 - a_2)}{1 + a_2} + \\ + \frac{c\,(1 - c)\,(1 - b)}{k} + \frac{2c\,(1 - c)}{k} A$$

onde $k = cb + 1 - c$ e:

$$A = \frac{b\,(1 - a_1)^2}{1 - a_1 a_2} \left(\frac{a_1 b}{a_2}\right)^{\frac{a_1}{1 - a_1}} \qquad \text{se } a_1 b \leqslant a_2$$

$$= b - 1 + \frac{(1 - a_2)^2}{1 - a_1 a_2} \left(\frac{a_1 b}{a_2}\right)^{\frac{a_2}{a_2 - 1}} \qquad \text{se } a_1 b \geqslant a_2$$

e onde b é a razão entre as rendas médias do primeiro e segundo setores, c é a fração populacional do primeiro setor e a_i é o parâmetro da função de Pareto do setor i, baseado na curva de Lorenz:

$$y_i = 1 - (1 - x_i)^{a_i}$$

que é relacionada ao índice de Gini através de:

$$G_i = (1 - a_i) / (1 + a_i)$$

Os dois primeiros termos da decomposição são uma média ponderada dos índices de Gini setoriais, onde os pesos são o produto das frações de

[1] Para discussões sobre a distribuição de renda no Brasil, ver, por exemplo, Bacha e Taylor (1978), Fishlow (1972), Langoni (1973), Denslow Jr. e Tyler (1983) e Hoffmann e Duarte (1972).

renda e população dos respectivos setores (note-se que cb/k e $(1-c)/k$ são, respectivamente, as frações de renda do primeiro e segundo setores), medindo então a desigualdade dentro do grupo. O terceiro termo (ou o seu valor negativo, se $b > 1$), por outro lado, é o índice de Gini na ausência de qualquer desigualdade dentro de cada setor (isto é, $a_1 = a_2 = 1$, já que $a_i = 0$ e $a_i = 1$ correspondem, respectivamente, à perfeita desigualdade e perfeita igualdade), podendo então ser considerada como a desigualdade entre os grupos. Esses três primeiros termos equivalem, portanto, aos dois primeiros da decomposição de Bhattacharya e Mahalanobis (1967), correspondendo às desigualdades dentro dos setores e entre os setores, respectivamente. Segue-se, pois, que o último termo indica a desigualdade devida à superposição da renda nos dois setores; evidentemente, isto daria uma medida exata da superposição da renda apenas se as distribuições de rendas setoriais forem exatamente Pareto, caso contrário tem-se apenas uma medida aproximada.

Como os índices de Gini setoriais (e rendas médias) encontram-se prontamente disponíveis para o Brasil, não é necessário ajustar qualquer função de Pareto aos dados de renda; [2] o parâmetro da função pode ser obtido do correspondente índice de Gini. A adoção deste procedimento cria, aliás, uma situação interessante, vale dizer, isto garante que os três primeiros termos da decomposição de Braulke (isto é, as desigualdades entre os grupos e dentro dos grupos) sejam iguais àqueles do esquema Bhattacharya-Mahalanobis-Pyatt. Tais termos seriam certamente diferentes caso os parâmetros a_i fossem obtidos diretamente da estimação da função de Pareto. Assim, em certo sentido os nossos resultados fornecem uma estimativa da superposição da renda apenas. Os resultados da Tabela 1 devem, então, ser vistos nessa perspectiva e, como eles bem indicam, os erros de aproximação obtidos pela fórmula proposta por Braulke são sempre muito reduzidos (com a exceção do caso "Fronteira" em 1980). [3] Naturalmente, se as distribuições de renda setoriais fossem exatamente do tipo Pareto, tais

2 As informações relativas a 1960 são de Jain (1975) e aquelas para 1970 e 1980 vêm de Denslow Jr. e Tyler (1983). A unidade recipiente da renda é a população economicamente ativa.

3 A possibilidade do cálculo incorreto do índice de Gini não deve naturalmente ser excluída neste caso, e não se tem como verificar tal ponto, já que esses índices são dados para a análise. Tomou-se apenas o cuidado para que os cálculos deste estudo fossem corretamente obtidos.

Tabela 1

Índice de Gini atual e aproximado

Regiões	Anos	Parâmetros*				Índice de Gini agregado		Erro (3) = (2) — (1)	Erro em %
		$a_1(G_1)$	$a_2(G_2)$	b	c	Atual (1)	$G(a_1, a_2, b, c)$ (2)		
Sudeste	1970	0,3750(0,4545)	0,3010(0,5373)	0,4100	0,3150	0,5450	0,5527	0,0077	1,41
	1980	0,2840(0,5576)	0,3050(0,5326)	0,5280	0,3330	0,5610	0,5621	0,0011	0,20
Nordeste	1970	0,4240(0,4045)	0,2590(0,5886)	0,3770	0,5920	0,5570	0,5537	—0,0033	—0,60
	1980	0,3610(0,4695)	0,2580(0,5898)	0,4340	0,4580	0,5860	0,5801	—0,0059	—1,01
Fronteira**	1970	0,4940(0,3387)	0,3100(0,5267)	0,4930	0,5520	0,4800	0,4724	—0,0076	—1,58
	1980	0,3310(0,5026)	0,2630(0,5835)	0,6350	0,5170	0,5830	0,5568	—0,0262	—4,49
Brasil	1960	0,3980(0,4306)	0,3470(0,4848)	0,4430	0,4410	0,5050	0,5098	0,0048	0,96
	1970	0,3890(0,4399)	0,2890(0,5516)	0.3680	0,4020	0,5650	0,5670	0,0020	0,35
	1980	0,2950(0,5444)	0,2790(0,5637)	0,4790	0,2720	0,5900	0,5808	—0,0092	—1,56

*Os subíndices 1 e 2 representam, respectivamente, os setores rural e urbano; b é a razão entre as rendas médias dos dois setores; c é a fração populacional do setor rural; e, finalmente, os números entre parênteses são os correspondentes índices de Gini setoriais.

**Inclui os estados do Amazonas, Pará, Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Rondônia e Acre e os territórios de Amapá e Roraima.

erros seriam nulos. Como a distribuição de renda no Brasil certamente não é do tipo Pareto (pelas razões já apontadas), isso parece sugerir que a fórmula de decomposição proposta por Braulke seria provavelmente resistente a desvios de tal forma funcional.

Para medir mudanças na desigualdade de renda entre dois períodos quaisquer, Braulke propõe:

$$
\begin{aligned}
G(a^1, b^1, c^1) - G(a^0, b^0, c^0) = & \{G(a^1, b^1, c^1) - G(a^0, b^1, c^1)\} \\
& + \{G(a^0, b^1, c^1) - G(a^0, b^0, c^1)\} \\
& + \{G(a^0, b^0, c^1) - G(a^0, b^0, c^0)\}
\end{aligned}
$$

onde os sobreíndices indicam o tempo de referência e a é escrito por (a_1, a_2). Os três termos entre colchetes são, respectivamente, o componente "dentro dos setores", o componente "entre os setores" e um puro efeito migratório. A aplicação desta fórmula aos dados do Brasil produziu os resultados da Tabela 2. Agora, as mudanças observadas são previstas com pouca precisão. De qualquer modo, os principais resultados indicam que:[4] *a*) os componentes "dentro dos setores" são responsáveis pela maior parte das mudanças totais do índice de Gini, tanto do "Sudeste" como do "Brasil" em 1960/70 e 1970/80; *b*) os componentes "entre setores" são negativos em todos os casos (exceto para o "Brasil" em 1960/70), indicando pois a sua contribuição para a redução da desigualdade; e, finalmente, *c*) o componente puramente migratório só é de alguma importância no caso do Nordeste, onde, aliás, foi maior o processo de urbanização. Como última observação sobre esses resultados, ressalte-se que as mudanças encontradas para o "Brasil" em 1970/80 não diferem muito daquelas calculadas por Denslow Jr. e Tyler (1983) usando o índice de Theil e uma economia com três setores; note-se, entretanto, que é grande, nesse caso, o erro de aproximação do nosso procedimento, conforme indica, aliás, a Tabela 2.

4 Os resultados para o Brasil no período 1960/70 diferem um pouco daqueles obtidos por Braulke (1983, Tab. 2), porque a distribuição de renda para 1970 utilizada por aquele autor provém de Jain (1975), enquanto os nossos dados são os de Denslow Jr. e Tyler (1983); esses resultados diferem um pouco entre as duas fontes.

TABELA 2

Decomposição da variação na desigualdade agregada

Regiões	Períodos	Variação no índice de Gini agregado segundo as várias fontes				Erro (5) = (1)—(2)—(3)—(4)	Erro em %
		Atual (1)	Componente "dentro dos setores" (2)	Componente "entre os setores" (3)	Efeito migração (4)		
Sudeste	1970/80	0,0160	0,0272	—0,0181	—0,0003	—0,0066	—41,14
Nordeste	1970/80	0,0290	0,0230	—0,0144	0,0178	—0,0026	—8,98
Fronteira	1970/80	0,1030	0,1026	—0,0241	0,0059	0,0186	—18,09
Brasil	1960/70	0,0600	0,0402	0,0174	—0,0004	—0,0029	—4,76
	1970/80	0,0250	0,0316	—0,0167	—0,0010	—0,0111	—44,59
	1960/80	0,0850	0,0809	—0,0051	—0,0048	—0,0140	—16,48

3 — Observações finais

A decomposição do índice de Gini proposta por Braulke parece produzir resultados suficientemente precisos no caso de uma economia com dois setores. Além disso, a sua implementação requer apenas dados básicos. Tais qualidades fazem-na uma ferramenta analítica potencialmente útil em trabalhos aplicados.

Apesar dessas considerações, parece existir também alguma limitação ao uso da técnica. Embora Braulke sugira que o seu método poderia provavelmente ser generalizado para uma economia com *n* setores, não fica muito clara qual a complexidade da sua fórmula. Mesmo na eventualidade de tal generalização, não é também claro se os resultados seriam ainda tão precisos quanto no caso da economia com dois setores. Adicionalmente, embora a decomposição da desigualdade por uma dimensão e duas classificações dentro de tal dimensão pudesse ser um útil exercício, ela provavelmente revelará tanto quanto ocultará. A consideração de mais dimensões e/ou mais que duas classificações traria, naturalmente, esclarecimentos adicionais à questão da desigualdade. Mas, então, apenas medidas de desigualdade tais como o índice de Theil e a variância do logaritmo da renda poderiam ser usados, não o índice de Gini.

Bibliografia

BACHA, E. L., e TAYLOR, L. Brazilian income distribution in the 60's: "facts", model results and the controversy. *Journal of Development Studies, 14* (2) :271-97, 1978.

BHATTACHARYA, N., e MAHALANOBIS, M. Regional disparities in household consumption in India. *American Statistical Association Journal, 62*: 143-61, 1967.

BRAULKE, M. An approximation to the Gini coefficient for a population based on sparce information foı sub-groups. *Journal of Development Economics, 12*:75-81, 1983.

DENSLOW JR., D., e TYLER, W. G. Perspective on poverty and income inequality in Brazil: an analysis of the changes during the 1970's. *World Bank Staff Working Paper*, 601, 1983.

FISHLOW, A. Brazilian size distribution of income. *American Economic Review, 62*:391-401, maio 1972.

HOFFMANN, R., e DUARTE, J. C. A distribuição de renda no Brasil. *Revista de Administração de Empresas, 12* (2) :46-66, mar. 1972.

JAIN, S. *Size distribution of income: a compilation of data.* Washington, The World Bank, 1975.

LANGONI, C. G. *Distribuição da renda e crescimento econômico do Brasil.* Rio de Janeiro, Expressão e Cultura, 1973.

PYATT, G. On the interpretation and disaggregation of Gini coefficients. *Economic Journal, 86*:243-55, 1976.

(Originais recebidos em maio de 1984. Revistos em setembro de 1984.)

Resenha bibliográfica 1

Structuralist macroeconomics

Taylor, Lance. *Structuralist macroeconomics*. New York, Basic Books, 1983. 220 p.

EDMAR L. BACHA *

Este livro é uma bem-vinda seqüência de *Macro models for developing countries* (McGraw-Hill, 1979), do próprio Lance Taylor. Nele, o autor apresenta uma elaboração e uma síntese de modelos recentemente propostos para as economias em desenvolvimento. *Structuralist macroeconomics* deve ser lido não como um livro-texto comum, mas como um relatório de acompanhamento. Na verdade, seu subtítulo — *Applicable models for the Third World* — dá uma melhor idéia do conteúdo do que o próprio título, o qual tende a sugerir um grau de sistematização ou paradigmatização ainda inexistente.

Os modelos são apresentados ao longo de nove capítulos, sendo que os quatro primeiros se ocupam dos modelos macroeconômicos de curto prazo, enquanto os cinco restantes analisam os modelos de crescimento. Além disso, o livro contém uma introdução, que trata da perspectiva estruturalista na economia do desenvolvimento, e um capítulo conclusivo, que examina as lições de política econômica.

O Capítulo 2 analisa o equilíbrio macroeconômico em termos kaleckianos. Os leitores são introduzidos em uma economia industrial com um único setor onde o salário nominal é dado. As curvas de custo têm a forma de um *L* invertido e os preços são determinados por um *mark-up* sobre os custos variáveis. A função poupança é do tipo "clássico" (ou seja, toda poupança provém dos lucros) e o investimento é uma função linear da taxa de lucros. Quando há capacidade ociosa, o produto é determinado pela demanda. Com utilização plena da capacidade, a taxa de *mark-up*

* Do Departamento de Economia da PUC/RJ.

ajusta-se instantaneamente para equilibrar o mercado de produto. As importações são exclusivamente de bens intermediários, os quais combinam-se com o trabalho doméstico em proporções fixas para gerar o produto final. A única função alocativa dos preços é a determinação do volume das exportações, como decorrência da suposição de que a demanda externa é sensível aos preços relativos.

Como um prelúdio aos modelos dos capítulos posteriores, todas as quantidades são expressas como proporções do estoque de capital da economia, num formato adequado a modelos de crescimento. Exercícios de estática comparativa enfatizam a possibilidade de conseqüências recessivas para uma desvalorização cambial. Restrições financeiras não originárias do *deficit* comercial não são, contudo, introduzidas explicitamente na análise. O capítulo conclui com uma seção sobre a dinâmica neomarxista do crescimento, na qual as restrições de capacidade interna são ignoradas, gerando-se uma trajetória de crescimento uniforme (*steady growth*) a partir da hipótese de que em pleno emprego o salário real seria constante e suas variações ao longo do tempo estariam inversamente relacionadas com a taxa de desemprego. Dessa forma, são derivadas as condições para um arrocho dos lucros no longo prazo, num belo exemplo de como modelos simples mas bem concebidos podem iluminar complicados debates que se observam na literatura; trata-se, neste caso, da aparentemente interminável disputa entre marxistas sobre a tendência à queda da taxa de lucro no longo prazo.

O "estruturalismo" refere-se, acima de tudo, às relações intersetoriais no contexto de uma economia em desenvolvimento. As interações entre a indústria substituidora de importações e o setor primário produtor de alimentos e gerador de divisas são especialmente enfatizadas. O Capítulo 3 discute exatamente os mecanismos de ajustamento macroeconômico nesse ambiente com dois setores. Primeiramente, um setor produtor de alimentos, com quantidades fixas e preços flexíveis, é adicionado à economia industrial kaleckiana do capítulo anterior. Dá-se então atenção à determinação conjunta do produto industrial e das relações de troca entre a agricultura e a indústria. Exercícios de estática comparativa consideram as conseqüências de se dividir uma dada produção de alimentos entre o mercado doméstico e as exportações. A discussão é interessante, mas excessivamente preocupada com a demanda. As importações intermediárias necessárias para a produção industrial são ignoradas, e o *deficit* comercial externo pode ser ilimitado. Estes problemas são observados no modelo imediatamente seguinte, onde se consideram as exportações de minérios,

que partilham com o setor industrial o uso de uma dada infra-estrutura doméstica não comerciável externamente. Analisam-se as possíveis conseqüências desindustrializadoras de um *boom* de exportações de minérios, juntamente com as conseqüências, tanto favoráveis como desfavoráveis, de uma desvalorização cambial nesse contexto estrutural.

Modelos simples são úteis para esclarecer as características básicas na operação das economias em desenvolvimento. Quando cresce o número de setores e se multiplicam as interações entre eles, torna-se cada vez mais difícil obter soluções analíticas explícitas. A formulação de políticas específicas num contexto multissetorial requer o emprego de modelos de simulação, com valores previamente especificados para os parâmetros relevantes. Uma ilustração prática dos ajustamentos de curto prazo é desenvolvida no Capítulo 4, onde se apresenta um modelo para a economia da Índia, seguindo a estrutura teórica do modelo agricultura/indústria, mas com cinco setores de produção (dois com preços flexíveis e três com produções flexíveis) ao invés de somente dois. Mais de 15 anos de experiência na aplicação de modelos multissetoriais, em distintas partes do mundo em desenvolvimento, são condensados por Taylor em não mais do que 30 páginas. Os principais truques da profissão são expostos numa apresentação magistral, que deverá ser um deleite tanto para os estudantes da economia do desenvolvimento como para os planejadores econômicos.

As questões monetárias ocupam os Capítulos 5 e 6. Primeiramente, no curto prazo e, em seguida, num contexto de crescimento. A meu ver, estes são os únicos capítulos fracos de um livro brilhante. Os problemas aparecem logo no início do Capítulo 5, quando Taylor assevera que: "Já que a ênfase . . . é sobre as mudanças de preços e não de produção, é mais simples supor plena utilização da capacidade" (p. 87, minha tradução). Keynes e Kalecki são postos de lado, e a macroeconomia neoclássica de mercados em equilíbrio toma seus lugares. Depois de jogar fora o bebê, Taylor tenta salvar a água do banho introduzindo custos financeiros no processo de determinação dos preços. Neste caso, uma contração monetária que aumente as taxas de juros não reduz necessariamente o preço de equilíbrio, já que a queda de oferta, causada pelo aumento nos custos do capital de giro, pode superar a contração de demanda causada por menores níveis de dispêndio. Apesar da crença dos monetaristas, a moeda pode variar em uma direção e os preços em outra, o que é um resultado "estruturalista" que os estruturalistas obteriam por meio do *mark-up*, e não através de preços em equilíbrio.

Esses problemas complicam-se no Capítulo 6, quando a inflação substitui o nível de preços no eixo vertical do diagrama *IS-LM*. Isto é feito postulando-se, em primeiro lugar, que o nível de preços (ou melhor, a razão entre os preços e os salários) não se altera a curto prazo, sendo uma variável de estado (*state variable*) cujo comportamento dinâmico é analisado mais adiante no capítulo. A taxa de inflação partilha então o palco da *IS-LM* com a taxa de juros nominal, sob a hipótese de que as funções de investimento e de demanda de moeda respondem à taxa de juros real, enquanto os custos de produção continuam sendo uma função da taxa de juros nominal. Alguns dos pressupostos são bastante discutíveis, mas é importante frisar que esta conceituação nada tem a ver com a maneira pela qual se supõe que a inflação deva aparecer em modelos estruturalistas, ou seja, como reflexo do conflito social e dos desajustes estruturais. De qualquer maneira, as curvas são as mesmas que se verificam no Capítulo 5, com o nível de preços sendo substituído pela taxa de inflação. Assim, não deve surpreender o fato de que uma contração monetária possa estar associada a uma taxa mais alta de inflação em condições de crescimento uniforme, caso o efeito de elevação dos custos de capital de giro seja suficientemente forte.

As mensagens básicas dos Capítulos 5 e 6 não convencem, mas os modelos incluem algumas características muito interessantes. Uma delas é uma tentativa, há muito tempo necessária, de deslocar a atenção do mercado de moeda para o mercado de crédito. Taylor deve ser parabenizado por isto, mas as dificuldades de introduzir esta complicação do mundo real nos modelos-padrão da *IS-LM* ficam evidentes em sua exposição. Considere-se, por exemplo, a discussão da página 96, referente às conseqüências de um aumento do nível de preços sobre o mercado de crédito. Isto imediatamente aumenta o valor de mercado das firmas (já que se supõe que o valor do capital e do produto variam segundo o mesmo nível de preços); mas, como as firmas são totalmente financiadas por empréstimos, "a hipótese tem de ser que mais cedo ou mais tarde as firmas colocarão seus ganhos de capital em uso, demandando mais empréstimos ... Os recursos requeridos serão atraídos para o mercado de crédito por um aumento da taxa de juros" (p. 96, minha tradução). Compare-se esta explicação, absolutamente intuitiva, com a facilidade de se obter uma elevação da taxa de juros em conseqüência de um aumento do nível de preços, com uma curva *LM* padrão. Talvez fosse possível resolver o problema introduzindo-se um item de riqueza líquida no balanço das firmas (tal como no Capítulo 8, mais adiante), mas o exemplo ilustra as difi-

culdades de se desenvolver um paradigma simples para a curva *LM*, referente ao mercado de crédito.

Uma segunda característica bem-vinda dos Capítulos 5 e 6 é uma discussão *à la* Tobin do mercado de ativos, na qual as famílias podem reter "ouro" (um cognome para ativos improdutivos, tais como a terra ou o dólar, cujos preços variam ao longo do tempo, gerando ganhos ou perdas de capitais para seus detentores), depósitos nos bancos e empréstimos diretos às firmas. Os passivos das firmas, por outro lado, são empréstimos do público ou dos bancos. A questão específica que Taylor discute é o que acontece quando uma reforma financeira *à la* McKinnon-Shaw é instituída e o governo aumenta a taxa fixada para os juros sobre os depósitos bancários. Se o público procura vender o "ouro", tudo vai bem; mas, se os depósitos crescem às custas dos empréstimos diretos, a situação pode complicar-se, particularmente quando os encaixes legais impedem que os bancos tornem a emprestar às firmas todo o produto dos novos depósitos do público. Este esquema de mercado de ativos tem um interesse enorme para uma discussão da especulação financeira em países em desenvolvimento, sendo uma pena que Taylor não se tenha estendido mais nesses capítulos com tais questões.

O Capítulo 7 retorna aos fundamentos estruturalistas, oferecendo uma discussão ampla e clara do modelo de dois hiatos, com especificações alternativas para o problema de "como fechar o hiato entre os hiatos". Esta discussão, centrada sobre o saldo da balança comercial, é complementada no Capítulo 8 por uma análise dos efeitos dos movimentos de capitais financeiros privados sobre o balanço de pagamentos global. Em contraste com os dois hiatos, os problemas analisados aqui são de origem recente, tendo a ver com a substituição entre moedas e atraso cambial, em países em desenvolvimento que abriram seus mercados para as importações competitivas e os fluxos internacionais de capitais financeiros e, além disso, implantaram políticas de estabilização segundo os cânones do enfoque monetário do balanço de pagamentos. Os modelos de Taylor são úteis para ajudar a entender algumas das razões pelas quais estas experiências fracassaram, mas esta é uma área onde ainda se requer pesquisas adicionais para dissipar as dúvidas.

O Capítulo 9 lida com modelos estruturalistas de inflação, ou, mais especificamente, com o conflito distributivo entre trabalhadores e capitalistas, num contexto de crescimento com um estrangulamento no setor produtor de alimentos. Na primeira seção, após apresentar um modelo relativamente intrincado, o autor parece arrepender-se, sugerindo num

curto parágrafo uma especificação muito mais simples que teria gerado os mesmos resultados. É um mistério a razão de Taylor não ter seguido a ordem inversa, ou seja, apresentando primeiro o modelo mais simples e depois os conhecimentos adicionais adquiridos com a especificação mais elaborada. A natureza não-paradigmática dos modelos estruturalistas de Taylor fica também evidente no segundo modelo deste capítulo. Em primeiro lugar, supõe-se que o estoque de capital do setor agrícola cresça a uma taxa constante, dada exogenamente. Então, postula-se que os capitalistas industriais almejem uma expansão do estoque de capital urbano à mesma taxa que os da agricultura. Taylor então conclui que uma taxa mais rápida de expansão agrícola aumentaria a inflação ao pressionar os lucros e as relações de troca. Tal proposição poderia ser tratada como o teorema antiestruturalista de Taylor!

O Capítulo 9 conclui com uma discussão iluminadora sobre as conseqüências da redistribuição de renda para a taxa e o padrão de crescimento de uma economia em industrialização. A conclusão básica é que tudo depende dos parâmetros e das funções de comportamento, mas pelo menos esta análise sistemática nos coloca alguns passos à frente dos argumentos primitivos (e freqüentemente contraditórios) que se ouvem em distintas partes do mundo em desenvolvimento sobre a relação entre a redistribuição e o crescimento.

O penúltimo capítulo, que antecede às conclusões, é uma bela e contundente análise da interação entre o comércio Norte-Sul e o crescimento do Sul, que se baseia nos trabalhos de Lewis, Prebisch e Nurkse. Pode-se discutir uma ou outra hipótese, mas as conclusões são bastante fortes, provendo, de fato, uma boa fundamentação teórica para a retórica do Sul nas negociações sobre uma Nova Ordem Econômica Internacional.

Escrito com lucidez e exposto de forma contundente, *Structuralist macroeconomics* é um livro da maior importância. Trata-se de uma leitura indispensável para os acadêmicos e praticantes da economia do desenvolvimento em qualquer parte do mundo.

Resenha bibliográfica 2

Dangerous currents. The state of economics

Thurow, Lester C. *Dangerous currents. The state of economics.* New York, Random House, 1983. 247 p.

CLÓVIS CAVALCANTI *

Livros como *L'anti-économique*, de Jacques Attali e Marc Guillaume (de 1975), ou *Entropy: a new world view*, de Jeremy Rifkin (de 1980), ou *Radical political economy*, de Howard Sherman (de 1972), ou *A critique of economic theory*, editado por E. K. Hunt e Jesse G. Schwartz (em 1972), ou mesmo *Small is beautiful: economics as if people mattered*, de E. F. Schumancher (de 1975), representam significativas contribuições para uma profunda reflexão sobre a natureza da ciência econômica, natureza essa, da economia, tão bem exposta no livro clássico de Lionel Robbins, de 1930, *An essay on the nature and significance of economic science*. À lista vem-se juntar agora a obra do economista Lester C. Thurow, professor do Massachusetts Institute of Technology (MIT), *Dangerous currents. The state of economics*. Trata-se de livro escrito sem a intenção de subverter ou abandonar a tradição do pensamento econômico. A obra, na verdade, como bem lembra Thurow, à p. 236, constitui um modo de pensar alternativo, mas que usa as idéias e categorias dos economistas.

Thurow concentra sua análise em torno do modelo simples de oferta e procura, da teoria econômica convencional, que ele chama de "modelo de preço-leilão" ("*price-auction model*"), esforçando-se para demonstrar, desde as primeiras páginas do livro, como esse artifício analítico afasta-se da realidade, na maioria dos casos, e como esse esquema de análise revela-se inconsistente com os fenômenos macroeconômicos de desemprego a taxas elevadas, de inflação renitente e de produtividade em declínio (nos

* Do Instituto de Pesquisas Sociais da Fundação Joaquim Nabuco.

Estados Unidos, a partir de 1965, depois de um século de tendência ascendente). A crítica de Thurow parte da constatação de que, em economia, a parte de prescrição é dominante sobre a de descrição, enquanto o inverso é verdadeiro nas outras ciências sociais (sociologia, psicologia) que estudam o comportamento humano real (p. 216). Em economia, por exemplo, prevalece uma hipótese de conduta do indivíduo — a de racionalidade do consumidor, entendida como maximização de utilidade (bem-estar, prazer, felicidade) — que, comum a todas as ciências sociais no século XIX, foi desde há muito rejeitada por sociólogos e psicólogos, os quais preferem atribuir ao homem a natureza de um animal social, laborioso, utilizador de ferramentas e instrumentos exossomáticos.

Para o economista, explica Thurow, ações humanas observadas que não sejam maximizações racionais (um sindicato de trabalhadores, *v. g.*) classificam-se como "imperfeições de mercado" e não figuram na interpretação que o modelo econômico básico proporciona, ou seja, se o homem não age como maximizador de utilidade, de renda, não é o *homo oeconomicus* que interessa ao economista. Cumpre à análise econômica, então, corrigir os desvios assinalados e devolver o indivíduo à sua condição de ser que procede "racionalmente". A atitude crítica de Thurow desenvolve-se da verificação (que ele faz) de que, em face do atual estado de enfermidade das economias mundiais, manifestam-se as opiniões mais disparatadas, o caos intelectual mais completo, no universo da análise dos economistas. Estes, dividindo-se em keynesianos, monetaristas, estruturalistas, *supply-siders* (cuja projeção aumentou devido à sua influência no governo Reagan), defensores das "expectativas racionais", economistas do trabalho, darwinistas — os marxistas não são mencionados —, não encontram um denominador comum para suas prescrições. E o resultado é que os economistas, que tiveram, segundo Thurow (p. 29), sua idade de ouro na primeira metade dos anos 60, saíram da capa da revista *Time* para uma condenação geral por seus fracassos na proposição de remédios para os males da economia mundial, dos quais o mais sério seria o da "estagflação".

No primeiro capítulo do livro, "Preços fixos *versus* preços flexíveis", Thurow (p. 4) argumenta que a economia-ciência convive com uma contradição interna fundamental: "o que é ensinado na microeconomia convencional é incompatível com o que é ensinado em macroeconomia", ou seja, na primeira, todos os mercados — que são do tipo preço-leilão — estão sempre em equilíbrio, não havendo recursos subempregados, enquanto a macroeconomia é basicamente o estudo de mercados que não alcançam o equilíbrio. Pelo caminho da microeconomia concluir-se-á que

ou bem a inflação não pode existir ou não tem maior significado. Thurow demonstra que a econometria — com seus resultados dúbios, às vezes servindo para comprovar teorias conflitantes — nada oferece que solucione a contradição macro-micro. É que os economistas, como ele próprio afirma (p. 16), socorrem-se sempre de "variáveis não-observáveis" — ausentes, pois, nos modelos econométricos — para justificar divergências entre a teoria — que seus defensores consideram sempre correta — e a realidade. No mercado de trabalho, por exemplo, segundo a microeconomia, diferentes indivíduos com iguais qualificações terão salários iguais. Não há no mundo real, contudo, tal homogeneidade de resultados. Explicação do economista: variáveis não-observadas — no caso, o desejo de assumir riscos — responderiam pelas discrepâncias. "Mas como ninguém sabe como medir o 'desejo de assumir riscos', esta não é uma explicação que possa ser definitivamente provada ou refutada. Ou se acredita nela ou não" (p. 16).

Uma visão do papel do economista como orientador — melhor seria dizer desorientador — do público e figura influente na formulação de políticas é proporcionada no Capítulo 2, que trata de mostrar os enormes insucessos das previsões e prescrições feitas pelos profissionais da economia. Um desses fracassos monumentais foi a impossibilidade de se anteciparem choques de preços de energia e de grãos, registrados na década de 70. Outro fracasso é a proteção contra a inflação sugerida pelos economistas: ações de bolsa. Segundo Thurow (pp. 38-9), de 1968 a agosto de 1982 o valor médio das ações nos Estados Unidos caiu 54% de acordo com o índice da Bolsa de New York e 65% em termos da média do índice Dow Jones. Thurow analisa o problema da inflação (Capítulo 3) para mostrar que somente uma recessão brutal e arrasadora é capaz de fazer conter a inflação. Para esta não serviriam os planos de estabilização ortodoxos, baseados na tautológica teoria quantitativa da moeda (pp. 62-5). Na verdade, a conclusão de Thurow (p. 103) é de que a ciência econômica não tem cura certa, precisa e eficaz para o fenômeno do aumento inflacionário dos preços. Nisso estaria um de seus fracassos — em pleno desacordo com a conclusão otimista do modelo de preço-leilão de que a inflação, como é conhecida, é algo que não pode existir.

A importância dos choques estocásticos no sistema econômico é examinada no Capítulo 4, "Econometria", à luz da tendência ao determinismo — e à rejeição dos choques aleatórios — que impera nos modelos econométricos. No Capítulo 5, "Economia do lado da oferta", Thurow inspeciona essa linha de interpretação econômica, concluindo que ela representa o triunfo da teoria do equilíbrio literal e sem qualificações a que o mo-

delo de oferta e demanda necessariamente conduz (p. 141). A escola das expectativas racionais é objeto do Capítulo 6 e a da economia do trabalho constitui o assunto dominante do Capítulo 7. A obra, que é item obrigatório na agenda de leitura dos economistas, se encerra com um capítulo, o oitavo, voltado para a reconstrução das fundações da economia. Fazendo lembrar o pensamento de Joan Robinson, em *Teaching economics* — reproduzido por Attali e Guillaume em *L'anti-économique* (Paris, Presses Universitaires de France, 1975, p. 9) —, de que "Durante muitos anos eu trabalhei como professor de economia teórica. Gostaria de crer que ganhei minha vida honestamente; mas, freqüentemente, tenho dúvidas", o fecho do livro de Thurow é um chamamento à humildade por parte dos economistas. O autor recorda (p. 106) que a revolução que Paul Samuelson ajudou a deflagrar, com a publicação em 1947 de seu *Foundations of economic analysis*, destinava-se a desnudar hipóteses econômicas e a conferir a consistência interna das conclusões que resultam dessas mesmas hipóteses. No entanto, a fabricação de modelos econômicos pouco a pouco assumiu uma finalidade em si própria, o que contribuiu para a enorme projeção e popularidade que o modelo de preço-leilão conquistou — convertendo-se mesmo em um paradigma —, com sua capacidade de fácil matematização. Urge reverter tal processo. Para Thurow (p. 219), o problema básico da economia é ir ao encontro da realidade através de modelos que sejam relevantes — mesmo que não possam ser matematizados. Na verdade, eles não têm que sê-lo. Padrões de socialização, história cultural e étnica, instituições políticas e até os caprichos humanos não podem ser afastados de consideração, como faz o economista da doutrina do preço-leilão (p. 226). De fato, qualquer teoria, "para ser válida e frutificadora", deve ter raízes que correspondam a uma realidade externa, e não a uma consistência matemática interna rigorosa e lógica (p. 232), ou seja, "A economia não pode ser, como querem alguns, uma ciência matemática dedutiva autocontida" (p. 226). Deve-se ler o livro de Thurow para concluir assim com ele. E — quem sabe? — para poupar de maiores sofrimentos a população, principal cobaia dos profissionais de economia.

Apesar de seu indiscutível valor como contribuição para o esforço — que deve ser permanente — de revisão teórica da economia, o livro de Thurow contém importantes lacunas. Uma delas é não dar importância à questão ambiental — tema totalmente desprezado pela análise econômica convencional. Neste ponto, Thurow encontra-se afinado com a tradição de miopia e mesmo cegueira dos economistas. Outra lacuna, que

também faz de *Dangerous currents* uma obra enquadrada no pensamento econômico dominante, é a suposição — que, embora não seja exposta declaradamente, encontra-se subjacente no livro — de que o crescimento é sempre uma coisa boa e possível. Aqui, se Thurow demonstrasse conhecer as contribuições de N. Georgescu, H. Daly e J. Rifkin, por exemplo, não poderia haver surpresa quanto ao fato assinalado no livro no sentido de reversão da tendência histórica secular de crescimento da economia americana a partir de 1965. Na verdade, os economistas raciocinam mecanicamente a respeito do sistema econômico e, com isso, ignoram os efeitos que tem sobre a economia a segunda lei da termodinâmica. Finalmente, outro importante vazio do livro de Thurow é a omissão do pensamento marxista, muito embora se possa alegar que a teoria do preço de Marx esteja em linha com o ponto de vista neoclássico, como diz Howard Sherman, em *Radical political economy* (New York, Basic Books, 1972, Apêndice 1). Esta última omissão é compreensível, na medida em que o livro toma como caso para estudo a economia americana. Incompreensível, porém, é a enorme quantidade de erros de revisão que o livro contém, merecedora de uma lista de *errata*, ocorrência incomum numa obra publicada por editora dos Estados Unidos.

ISSN — 0100-0551

Pesquisa e planejamento econômico. v. 1 —

n. 1 — jun. 1971 — Rio de Janeiro,
Instituto de Planejamento Econômico e Social, 1971 —

v. — quadrimestral

Título anterior: Pesquisa e Planejamento v. 1, n. 1 e 2, 1971.
Periodicidade anterior. Semestral de 1971-1975.

1. Economia — Pesquisa — Periódicos. 2. Planejamento Econômico — Brasil. I. Brasil. Instituto de Planejamento Econômico e Social.



CDD 330.05

CDU 33(81) (05)

ERRATA

Ao artigo de Edmar L. Bacha, "Choques externos e perspectivas de crescimento: o caso do Brasil — 1973/89", publicado em **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 14(3):583-622, dez. 1984.

1) Na Tabela 2, p. 592, na coluna referente ao ano de 1983, há cinco números incorretos, a saber:

onde se lê:	leia-se:
5,60	5,31
3,47	3,19
0,61	0,60
— 1,45	— 0,21
0,25	0,99

2) Na p. 601, linha 19, onde se lê "importações", leia-se "exportações".

NOTA AOS COLABORADORES DE
PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONOMICO

1. A revista só aceita matérias inéditas, tanto no País como no exterior.

2. O autor deve enviar duas cópias do trabalho, as quais não serão devolvidas, sendo que a revista só se responsabiliza pelas colaborações diretamente endereçadas ao Editor-Chefe.

3. As colaborações não são remuneradas. Cada autor receberá, sem qualquer ônus, 20 (vinte) separatas do seu próprio trabalho e 3 (três) exemplares do número completo da revista em que saiu publicado.

4. A revista aceita originais em inglês, francês e espanhol e encarrega-se de sua versão para o português. Se a tradução da matéria não for revista pelo autor, ao sair publicada será feita a ressalva: "Tradução não revista pelo autor". No caso de autores brasileiros, somente em última instância a revista encarrega-se da tradução para o português de artigos apresentados em língua estrangeira. Os trabalhos, no entanto, serão avaliados para publicação na língua original.

5. O trabalho deve ser datilografado em espaço dois, com margem de 3 a 4 cm à esquerda, bem como na parte superior e inferior de cada lauda, não podendo haver rasuras ou emendas que dificultem a leitura e a compreensão do texto.

6. Cada trabalho deverá vir acompanhado por um resumo de cerca de 100 palavras que permita uma visão global e antecipada do assunto tratado.

7. A nitidez é requisito indispensável, principalmente no caso de Gráficos, Mapas e Tabelas. Se houver necessidade, a própria revista providenciará a redução dos mesmos.

8. As fórmulas matemáticas devem ser datilografadas no próprio texto, com clareza, não podendo oferecer dupla interpretação (ex.: não confundir o algarismo 1 com a letra l). Quando incluir número significativo de expressões matemáticas, o trabalho deverá ser acompanhado de relação que discrimine e descreva pormenorizadamente as variáveis envolvidas, de forma a permitir sua conversão para uma notação gráfica padronizada (esta relação, a ser encaminhada em folha separada, não será publicada). Quando deduções de fórmulas tiverem sido abreviadas, o autor deverá apresentar a derivação completa em folha separada (que também não será publicada).

9. As indicações bibliográficas no próprio texto ou em notas de pé de página deverão obedecer, como exemplo, à forma "Hicks (1939)" ou "Hicks (1939, pp. 36-7)". A referência completa deverá ser apresentada **no fim do artigo,** em ordem alfabética, contendo: no caso de livros — autor(es), título completo, nome e número da série ou coleção (se houver), edição, local, editora, ano da publicação; e, no caso de artigos de periódicos — autor(es), título completo do artigo, título completo do periódico, local, número e volume, número das páginas, mês e ano da publicação.

Exemplos:

HICKS, J. H. **Value and capital.** Oxford, Clarendon Press, 1974.

HICKS, J. H. Mr. Keynes and the "classics": a suggested interpretation **Econometrica, 5**(3):147-55, abr. 1937.

HICKS, J. H. Ricardo's theory of distribution. In: PESTON, M. e CONY, B., eds. **Essays in honour of Lord Robbins.** Londres, Weidelfeld, 1972

revista brasileira de economia

Vol. 38, nº 3, jul./set. 1984

SUMÁRIO

Vol. 38, nº 4, out./dez. 1984

SUMÁRIO

A *RBE* é uma publicação trimestral do *Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getulio Vargas*. Toda correspondência deve ser endereçada à Praia de Botafogo, 190 — Caixa Postal 9.052 — CEP 22253 — Rio de Janeiro — RJ.

estudos econômicos

Vol. 14 (número especial), 1984

TEMA: *A crise mundial e seus efeitos sobre a infância*

Artigos extraídos de *World Development, 12*(3), mar. 1984

SUMÁRIO

Vol. 14, nº 3, set./dez. 1984

SUMÁRIO

A *REE* é uma publicação quadrimestral do *Instituto de Pesquisas Econômicas da Faculdade de Economia e Administração da Universidade de São Paulo*. Os pedidos de assinatura devem ser endereçados à FIPE — Departamento de Publicações: Caixa Postal 11.474 — CEP 01000 — São Paulo — SP.

Vol. 27, n. 1, 1984 ISSN 001-5258

dados
REVISTA DE CIÊNCIAS SOCIAIS

Uma publicação do INSTITUTO UNIVERSITÁRIO DE PESQUISAS DO RIO DE JANEIRO

Editores
Amaury de Souza
Charles Pessanha

HISTÓRIA ORAL E HISTÓRIA DE VIDA

(English Language Table of Contents on page 111)

Redação
dados – *Revista de Ciências Sociais*
Iuperj
Rua da Matriz, 82
22260 Botafogo
Rio de Janeiro, Brasil

Assinaturas – Brasil e Exterior
Editora Campus Ltda.
Rua Barão de Itapagipe 55 Rio Comprido
Tel.: (021) 284 8443
20261 Rio de Janeiro, Brasil
Endereço telegráfico: CAMPUSRIO

EDITORA CAMPUS

Vol. 27, n. 2, 1984 ISSN 001-5258

dados
REVISTA DE CIÊNCIAS SOCIAIS

Uma publicação do INSTITUTO UNIVERSITÁRIO DE PESQUISAS DO RIO DE JANEIRO

Editores
Amaury de Souza
Charles Pessanha

(English Language Table of Contents on page 263)

Redação
dados – *Revista de Ciências Sociais*
Iuperj
Rua da Matriz, 82
22260 Botafogo
Rio de Janeiro, Brasil

Assinaturas – Brasil e Exterior
Editora Campus Ltda.
Rua Barão de Itapagipe 55 Rio Comprido
Tel.: (021) 284 8443
20261 Rio de Janeiro, Brasil
Endereço telegráfico: CAMPUSRIO

EDITORA CAMPUS

PENSAMIENTO IBEROAMERICANO
Revista de Economía Política

Revista semestral patrocinada por el Instituto de Cooperación Iberoamericana (ICI)
y la Comisión Económica para América Latina (CEPAL)

N.º 6 (528 páginas) **SUMARIO** **Julio-Diciembre 1984**

EL TEMA CENTRAL: «CAMBIOS EN LA ESTRUCTURA SOCIAL»

Y LAS SECCIONES FIJAS DE:

- **Reseñas temáticas:** examen y comentarios —realizados por personalidades y especialistas de los temas en cuestión— de un conjunto de artículos significativos publicados recientemente en los distintos países del área iberoamericana sobre un mismo tema. Se incluyen dieciocho reseñas temáticas en las que se examinan 150 artículos realizados por **G. Pierre-Charles, R. Rama, G. Rozenwurcel, E. de la Piedra, G. Granda**, etc. (latinoamericanas); **T. Parra, C. San Juan, I. Santillana, A. Torres**, etc. (españolas) **C. Lilaia, A. Oliveira, M. L. Quaresma, R. Roque**, etc. (portuguesas).
- **Resúmenes de artículos:** 200 resúmenes de artículos relevantes seleccionados entre los publicados por las revistas científico-académicas del área iberoamericana durante 1983-84.
- **Revista de Revistas Iberoamericanas:** información periódica del contenido de más de 140 revistas de caracter científico-académico, representativas y de circulación regular en Iberoamérica en el ámbito de la economía política.

- Suscripción por cuatro números: España y Portugal, 3.600 pesetas o 40 dólares. Europa, 45 dólares; América y resto del mundo, 50 dólares.
- Número suelto: 1.000 pesetas o 12 dólares.
- Pago mediante talón nominativo a nombre de Pensamiento Iberoamericano.
- Redacción, administración y suscripciones:

Instituto de Cooperación Iberoamericana
Dirección de Cooperación Económica
Revista Pensamiento Iberoamericano
Teléf. 244 06 00 - Ext. 300
Avda. de los Reyes Católicos, 4
28040 MADRID

formulário para assinatura da revista
Pesquisa e Planejamento Econômico

Desejo ser assinante, por 1 ano, da revista **Pesquisa e Planejamento Econômico.** Estou enviando, junto com este formulário, o cheque n.º ________, do Banco ________________, em nome do "Instituto de Planejamento Econômico e Social (IPEA)", **pagável na praça do Rio de Janeiro,** no valor de Cr$ 10.000 (dez mil cruzeiros).

Nome: ____

Rua: ______________________________ nº ________

Bairro: ____________________________ CEP ________

Cidade: ____________________________ Estado ________

____
assinatura do pretendente

15(1)

Recorte e envie este formulário para:

IPEA — Serviço Editorial
Av. Pres. Antônio Carlos, 51/13.º andar
Caixa Postal 2672
20020 — Rio de Janeiro (RJ)

Composto e impresso no
Centro de Serviços Gráficos
do IBGE, Rio de Janeiro - RJ.
— O.S. 24 753 —

próximas edições do ipea*

Perspec[...] ...quipe do
IPEA/IN[...]

Tecnolo[...] ...ia brasi-
leira — [...]

Industri[...] ...experiên-
cia bras[...]

Dimensõ[...] ...eriências
— Paulo[...]

Exportaç[...] ...Baumann
Neves

Brazilian[...]

Literatu[...]

* Títulos provisórios

outras publicações do ipea

Estrutura industrial no Brasil: concentração e diversificação — Sérgio Buarque de Holanda Filho .... Cr$ 6.800

A inflação brasileira no pós-guerra: monetarismo versus estruturalismo — Fernando de Holanda Barbosa .... Cr$ 6.750

Das oligarquias agrárias ao predomínio urbano-industrial: um estudo do processo de formação de políticas agrícolas no Brasil — Charles C. Mueller .... Cr$ 9.370

Microeconomia: teoria, modelos econométricos e aplicações à economia brasileira — Fernando de Holanda Barbosa .... Cr$ 24.000

Empresas do governo como instrumento de política econômica: os sistemas Siderbrás, Eletrobrás, Petrobrás e Telebrás — Annibal Villanova Villela .... Cr$ 10.400

Um modelo macroeconométrico de política a curto prazo para o Brasil — Milton P. Assis .... Cr$ 8.460

Engenharia e consultoria no Brasil e no Grupo Andino: possíveis áreas de cooperação — Projeto de Pesquisa Conjunta IPEA/CEPAL .... Cr$ 15.500

Política e financiamento do sistema de saúde brasileiro: uma perspectiva internacional — William Paul McGreevey, Lúcia Pontes de Miranda Baptista, Vitor Gomes Pinto, Sérgio Francisco Piola e Solon Magalhães Vianna/**Saúde para poucos ou para muitos: o dilema da zona rural e das pequenas localidades** — Vitor Gomes Pinto .... Cr$ 13.250

Brazilian Economic Studies, n.º 8 .... Cr$ 21.000

Literatura Econômica, vol. 7, n.º 1 (fev. 1985)

pedidos pelo reembolso postal:
serviço editorial — av. presidente antônio carlos, 51/13.º andar — cep 20020 — rio de janeiro (rj)



IMPRESSO NO CENTRO
DE SERVIÇOS GRÁFICOS DO IBGE